



# **Procura no mercado das telecomunicações no setor fixo e móvel na União Económica e Monetária**

João Pedro Ribeiro Araújo

Dissertação para obtenção do grau de Mestre em Economia pela Faculdade de Economia do Porto

Orientada por:

Professor Doutor António Abílio Garrido da Cunha Brandão

Professora Doutora Joana Patrícia Neves Vaz de Pinho

Setembro, 2015

## **Nota biográfica**

João Araújo nasceu em Carrazeda de Ansiães em 1992, distrito de Bragança. Licenciou-se em Economia em 2013, pela Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra. No mesmo ano, ingressou no mestrado em Economia na Faculdade de Economia da Universidade do Porto.

Em junho de 2015, iniciou a sua atividade profissional. Começou a estagiar na Sonae Indústria na área de fusões e aquisições e relações com os investidores.

## Agradecimentos

Em primeiro lugar, gostaria de agradecer aos meus orientadores, Professor António Brandão e Professora Joana Pinho, que sempre se mostraram disponíveis para ajudar no desenvolvimento da presente dissertação. Um especial agradecimento pela revisão cuidadosa de todos os documentos que elaborei e pelos comentários e sugestões que permitiram o enriquecimento do conteúdo da presente dissertação.

Mencionar a contribuição do Professor Hélder Vasconcelos, por me ter disponibilizado informação (não confidencial) sobre o funcionamento do mercado das telecomunicações em Portugal, nomeadamente sobre as tarifas de terminação fixas e móveis.

Agradecer também ao Centro de Economia e Finanças da Universidade do Porto (CEF.UP) pelo financiamento da base de dados *World Telecommunications database* 2014, utilizada nas estimações.

Finalmente, quero sublinhar o contributo dos meus pais, da minha irmã e dos meus amigos, pelo apoio, paciência e motivação demonstrados.

## Resumo

O principal objetivo da dissertação é estimar a procura do serviço fixo e móvel na União Económica e Monetária, a partir de uma amostra de 12 países desenvolvidos, incluindo Portugal, entre 2008 e 2013.

As estimações da procura no setor das telecomunicações surgiram no início da década de 70, nos EUA e Canadá, onde as empresas incumbentes utilizaram as elasticidades-preços estimadas para definição das taxas das chamadas locais. As transformações estruturais que ocorreram no setor atraíram a atenção dos académicos para a estimação da procura nas telecomunicações. A literatura alastrou-se numa escala mundial, existindo vários estudos que estimam a procura de telecomunicações em vários países, desenvolvidos e em desenvolvimento.

Como principais conclusões da estimação do modelo econométrico proposto na presente dissertação, importa sublinhar a exogeneidade dos preços dos serviços e a relação de substituição existente entre os serviços de telefone fixo e móvel. O facto da mensalidade do serviço fixo ser estatisticamente significativa aponta para uma eficaz subsidiação do serviço universal nos países que constituem a amostra. Variáveis como o rendimento *per capita*, o nível de educação e a densidade populacional não condicionam a subscrição de nenhum dos serviços. Finalmente, é ainda de realçar a insignificância estatística dos preços *off-net* do serviço móvel, que se pode explicar pela convergência que ocorreu entre os preços das chamadas *on-net* e *off-net* nos países que compõem a amostra.

**Códigos-JEL:** C33, L50, L96.

**Palavras-chave:** Serviço de telefone fixo; Serviço de telefone móvel; Modelos de procura; Regulação.

## **Abstract**

The main purpose of this thesis is to estimate the demand for fixed and mobile services in the Economic and Monetary Union, for a sample of 12 developed countries, including Portugal, between 2008 and 2013.

The first demand estimates in the telecommunications sector date back to the early 70's, in the US and Canada, where the incumbent firms used estimated price elasticities to set the prices of local calls. The structural changes that have occurred in the sector attracted the attention of researchers to estimate demand in the telecommunications sector. The literature spread on a global scale and currently is possible to find several studies that estimate the demand for telecommunications in many countries, developed and developing.

Regarding the main conclusions of this thesis, it is important to highlight the prices exogeneity of fixed-line and mobile services, as well as the substitution relation between the two services. The monthly charge of fixed-line service is statistically significant, which points to an effective subsidization of universal service in the countries that constitute the sample. Important determinants, such as per capita income, education level and population density does not affect the subscription of both services. Finally, it is also important to highlight that the off-net prices of mobile service are not statistically significant, which may be explained by the convergence that has occurred between on-net and off-net prices in the countries of the sample.

**JEL-codes:** C33, L50, L96.

**Keywords:** Fixed-line service; Mobile service; Demand models; Regulation.

## Índice

1.	Introdução .....	1
2.	Revisão de Literatura .....	4
2.1.	Enquadramento .....	4
2.2.	Conceitos-chave.....	5
2.3.	Procura do serviço fixo .....	6
2.4.	Procura do serviço móvel.....	11
2.5.	Procura de ambos os serviços .....	15
2.6.	Relação entre o serviço fixo e móvel .....	21
2.7.	Quadro-Resumo .....	26
3.	Descrição do mercado do serviço fixo em Portugal .....	30
3.1.	Oferta do serviço fixo .....	30
3.2.	Caracterização e evolução do setor em Portugal .....	31
3.3.	Liberalização/Desregulação nas telecomunicações .....	32
3.4.	Evolução das taxas de penetração do serviço fixo em Portugal e nos países desenvolvidos.....	34
3.5.	Estrutura do mercado e operadores/prestadores.....	36
3.6.	Procura do serviço fixo .....	40
4.	Descrição do mercado do serviço móvel em Portugal .....	44
4.1.	Caracterização e evolução do setor nos países desenvolvidos.....	44
4.2.	Caracterização e evolução do setor em Portugal .....	46
4.3.	Estrutura de mercado e operadores/prestadores em Portugal .....	51
4.4.	Procura do serviço móvel.....	54
5.	Regulação no mercado das telecomunicações .....	58
5.1.	Contextualização histórica .....	58
5.2.	Porquê regular as tarifas de terminação móveis e fixas? .....	60
5.3.	Regulação das tarifas de terminação móveis e fixas em Portugal .....	60
5.4.	Regulação do preço do serviço universal em Portugal .....	65
5.5.	<i>Roaming</i> .....	66
6.	Estimação da procura do serviço fixo e móvel .....	70
6.1.	Estimação do serviço fixo .....	70
6.2.	Estimação do serviço móvel .....	86
7.	Conclusões .....	96

Referências bibliográficas .....	98
Anexos.....	106

## Índice de quadros

Quadro 1. Intervalos de variação das elasticidades obtidas por Garbacz e Thompson (1997, 2002 e 2003) .....	7
Quadro 2. Quotas de mercado (%) no tráfego <b>nacional</b> dos principais operadores.....	37
Quadro 3. Quotas de mercado (%) no tráfego <b>internacional</b> dos principais operadores. ....	37
Quadro 4. Evolução das quotas de clientes de acesso direto (%), entre 2007 e 2014, para os principais operadores nacionais .....	38
Quadro 5. Evolução das quotas de tráfego de voz do STF (%), entre 2007 e 2014, para os principais operadores nacionais. ....	39
Quadro 6. Evolução da posição relativa da quota de tráfego da PT, entre 2007 e 2012, no contexto da UE.....	39
Quadro 7. Evolução da concentração do mercado fixo em Portugal (2006 – 2013). ....	40
Quadro 8. Entrada dos MVNO no mercado móvel português.....	48
Quadro 9. Evolução dos planos tarifários (%) do serviço móvel em Portugal (2002-2014). ....	50
Quadro 10. Evolução da quota de mercado (%) conjunta dos MVNO em Portugal (2007-2013). ....	51
Quadro 11. Evolução da concentração do mercado móvel em Portugal (1997-2013). ..	52
Quadro 12. Soma das quotas dos dois principais operadores móveis nacionais entre 2008 e 2014.....	53
Quadro 13. Posição relativa do operador líder e dos dois principais operadores móveis nacionais no contexto da UE, entre 2008 e 2014.....	53
Quadro 14. Estimativa da taxa de mudança de prestador do STM em Portugal, entre 2007 e 2013.....	56
Quadro 15. Preços de terminação praticados pela PT entre 12.03.2008 e 15.04.2010...	62
Quadro 16. Preços de terminação praticados pela PT entre 15.04.2010 e 30.09.2013...	62
Quadro 17. Preços máximos de terminação fixa a vigorar desde 01.10.2013.....	63
Quadro 18. Preços de terminação móvel em Portugal desde 15.07.2008 até ao presente. ....	64
Quadro 19. Evolução da eurotarifa voz, sms e dados, a partir de 01.07.2012.....	68
Quadro 20. Definição das variáveis – serviço fixo. ....	72



Quadro 21. Estatísticas descritivas – serviço fixo. ....	73
Quadro 22. Matriz de correlação – serviço fixo. ....	74
Quadro 23. Resultados da aplicação do teste F (serviço fixo). ....	76
Quadro 24. Resultados da aplicação do teste de Breusch-Pagan (serviço fixo). ....	77
Quadro 25. Resultados da aplicação do teste de Hausman (serviço fixo) ....	78
Quadro 26. Teste de Hausman (exogeneidade de MF) – 1º passo. ....	80
Quadro 27. Teste de Hausman (exogeneidade de MF) – 2º passo. ....	80
Quadro 28. Teste de Hausman (exogeneidade de CIF) – 1º passo. ....	81
Quadro 29. Teste de Hausman (exogeneidade de CIF) – 2º passo. ....	81
Quadro 30. Resultados da estimação da procura de serviço fixo. ....	84
Quadro 31. Descrição das variáveis – serviço móvel. ....	87
Quadro 32. Estatísticas descritivas – serviço móvel. ....	88
Quadro 33. Evolução dos preços <i>off-net</i> a preços constantes de 2010 (Euros) nos 12 países que constituem a amostra, entre 2008 e 2013. ....	88
Quadro 34. Evolução dos preços <i>on-net</i> a preços constantes de 2010 (Euros) nos 12 países que constituem a amostra, entre 2008 e 2013. ....	89
Quadro 35. Matriz de correlação – serviço móvel. ....	89
Quadro 36. Teste de Hausman (exogeneidade de M_p1) – 1º passo. ....	90
Quadro 37. Teste de Hausman (exogeneidade de M_p1) – 2º passo. ....	91
Quadro 38. Teste de Hausman (exogeneidade de M_p2) – 1º passo. ....	91
Quadro 39. Teste de Hausman (exogeneidade de M_p2) – 2º passo. ....	92
Quadro 40. Resultados da estimação da procura do serviço móvel. ....	93
Quadro 41. Percentagem do tráfego de chamadas <i>on-net</i> e <i>off-net</i> , em Portugal, entre 2008 e 2013. ....	94

## Índice de figuras

Figura 1. Evolução da taxa de penetração do serviço fixo, entre 2000 e 2013, em Portugal e nos restantes países analisados (média).....	35
Figura 2. Evolução do número de clientes residenciais e não residenciais em Portugal, entre 2001 e 2014.....	41
Figura 3. Evolução das taxas de penetração do serviço fixo e móvel nos EUA e na UE a 15 países entre 2000 e 2014.....	46
Figura 4. Evolução da taxa de penetração do serviço móvel em Portugal e nos restantes 11 países analisados (média), entre 2000 e 2014.....	49
Figura 5. Evolução das quotas de mercado dos principais operadores de serviço móvel em Portugal, entre 2006 e 2014..	52
Figura 6. Evolução dos preços de terminação móvel em Portugal, desde 15.07.2008 até ao presente. ....	64
Figura 7. Evolução da mensalidade residencial em Portugal em comparação com a mensalidade média nos 11 países considerados na análise.....	73
Figura 8. Evolução do custo de instalação residencial em Portugal em comparação com o custo de instalação médio nos 11 países considerados na análise. ....	74

## 1. Introdução

O mercado das telecomunicações engloba uma vasta gama de serviços, tais como, o serviço de telefone fixo (STF), o serviço de telefone móvel (STM), internet e televisão, sendo que cada um destes serviços se subdivide em vários serviços. Não obstante, apenas analisarei o serviço de telefone fixo e móvel em 12 países desenvolvidos, concentrando-me no mercado português de telecomunicações.

A importância do setor das telecomunicações na economia mundial é inquestionável. Em 2014 e considerando, somente, o mercado do serviço fixo e o mercado do serviço móvel, as receitas geradas pelos operadores de telecomunicações foram superiores a 1,5 triliões de dólares (Vodafone, 2014). O serviço móvel gerou cerca de 960 biliões de dólares, enquanto que o serviço fixo gerou cerca de 500 biliões de dólares (Vodafone, 2014).

O setor das telecomunicações tem-se caracterizado por constantes transformações estruturais ao nível da oferta que condicionam o comportamento da procura (Boylund e Nicoletti, 2001).

Em virtude de tudo isto, trata-se de um setor que tem despertado o interesse de vários autores, na tentativa de compreenderem as determinantes da procura de cada serviço. A literatura empírica existente centra-se, principalmente, (i) no desenvolvimento de modelos para estimação das determinantes da procura do serviço fixo e móvel; (ii) na compreensão da natureza da relação entre os serviços de telefone fixo e móvel (i.e., se são substitutos ou complementares); (iii) bem como analisar a eficácia da subsidiação do serviço universal associado ao serviço de telefone fixo.

O mercado de telecomunicações norte-americano e canadiano foram os primeiros a ser analisados de acordo com esta metodologia (Taylor, 2002). No entanto, atualmente a análise do mercado das telecomunicações é transversal a todos os países, desenvolvidos e em desenvolvimento. Alguns resultados surpreendentes foram obtidos, nomeadamente, a (quase) ausência de impacto da mensalidade na subscrição do serviço fixo no mercado norte-americano (Riordan, 2002). Esta conjectura foi, entretanto, testada empiricamente por diversos autores. Por exemplo, Garbacz e Thompson (2005, 2007), analisando o mercado das telecomunicações em países desenvolvidos e em desenvolvimento, confirmaram a

conjetura de Riordan (2002), tendo apontado para a potencial ineficaz subsidiação do serviço universal associado ao serviço. Os mesmos autores admitiram a possibilidade de associar o serviço universal ao serviço móvel em substituição do serviço fixo, face aos resultados que obtiveram. Relativamente à natureza da relação entre os serviços, a evidência empírica (Cadima e Barros (2001), Rodini *et al.* (2001), Madden e Coble-Neal (2004), Garbacz e Thompson (2007) e Karacuka *et al.* (2011)) aponta, maioritariamente, para uma relação de substituição. No entanto, alguns autores obtiveram evidência empírica apontando para uma relação de complementaridade (Ahn e Lee (1999) e Garbacz e Thompson (2005)).

Outra questão que tem gerado muita discussão na literatura diz respeito à endogeneidade/exogeneidade dos preços do serviço fixo e móvel, o que pode colocar dificuldades à estimação da procura dos serviços, como veremos mais à frente. A evidência empírica não é unânime neste ponto.<sup>1</sup>

No âmbito da dissertação, pretendo determinar a configuração da procura de telecomunicações do serviço de telefone fixo e móvel em 12 países desenvolvidos pertencentes à União Económica e Monetária (UEM), incluindo Portugal. Os resultados serão apresentados sobre a forma de elasticidades, obtidas a partir de uma análise em painel. Mais concretamente, pretendo: (i) construir modelos econométricos para estimar a procura para o serviço de telefone fixo e móvel, baseando-me na metodologia proposta por Garbacz e Thompson (2005, 2007); (ii) analisar as várias elasticidades obtidas nas estimações e compará-las com as estimativas de diferentes autores; (iii) determinar a relação existente entre o serviço de telefone fixo e o serviço móvel; e, por último, (iv) investigar se o serviço universal associado ao serviço de telefone fixo está a ser corretamente promovido nos países que constituem a amostra. No decorrer da análise, terei também o objetivo de confrontar/justificar os resultados obtidos com a realidade do mercado português de telecomunicações.

Importa referir que existem vários trabalhos científicos publicados (por exemplo, Garbacz e Thompson (2005 e 2007), Hausman e Ros (2013)) que estudam estas questões, na sua maioria, através de uma análise em painel para vários países, desenvolvidos e em

---

<sup>1</sup>Garbacz e Thompson (2007) e Hausman e Ros (2013) obtêm resultados divergentes e as próprias explicações dadas pelos autores entram em conflito, como veremos mais à frente.

desenvolvimento. O principal contributo da presente dissertação será a atualização dos resultados sobre a procura de telecomunicações em países desenvolvidos, utilizando uma metodologia diferente face às mencionadas na revisão de literatura.

Relativamente às principais conclusões obtidas na presente dissertação, de realçar a exogeneidade dos preços dos serviços e a evidência empírica de relação de substituição entre o serviço de telefone fixo e móvel. No modelo de procura do serviço fixo, a significância estatística da mensalidade do serviço fixo garante uma eficaz subsidiação do serviço universal nos países que constituem amostra. Importantes determinantes como o rendimento *per capita*, o nível de educação e a densidade populacional não condicionam a subscrição de nenhum dos serviços.<sup>2</sup> Por último, os preços *off-net* do serviço móvel não são estatisticamente significativos, o que se pode dever à convergência que ocorreu entre os preços das chamadas *on-net* e *off-net* nos países que compõem a amostra.

Em termos de estrutura, a dissertação está organizada da seguinte forma: no capítulo 2, apresento uma revisão de literatura empírica, expondo alguns contributos importantes na estimação de modelos de procura do serviço fixo e móvel; nos capítulos 3 e 4, descrevo o mercado do serviço fixo e móvel em Portugal, respetivamente; no capítulo 5, retrato, de forma breve, a regulação económica que persiste no mercado do serviço fixo e móvel em Portugal; no capítulo 6, descrevo a metodologia utilizada nas estimações e discuto os principais resultados; finalmente, o último capítulo conclui a dissertação.

---

<sup>2</sup> Considerando-se um nível de significância de 5%.

## 2. Revisão de Literatura

### 2.1. Enquadramento

Nas décadas de 80 e 90, Perl e Taylor (2002) desenvolveram uma das primeiras teorias económicas sobre a procura no mercado das telecomunicações. No entanto, as alterações estruturais e institucionais que têm ocorrido no setor tornam as estimações da procura dos vários serviços cada vez mais difíceis. Os diversos contributos empíricos continuam, no entanto, a fundamentar as metodologias nos modelos econométricos propostos por Perl e Taylor (2002).

Os estudos empíricos sobre as elasticidades da procura no mercado de telecomunicações diferem quanto à estrutura dos dados económicos, i.e., existem análises em painel, *cross-section* ou séries temporais. Porém, a maioria dos autores utiliza dados em painel, visto que o maior número de observações permite uma maior robustez dos resultados. Os vários trabalhos realizam quer análises macro, baseadas em informação agregada ao nível dos países ou regiões, quer estudos micro, alicerçados em informação sobre características socioeconómicas e demográficas de agregados familiares.

Importa sublinhar que a maioria dos contributos empíricos, que serão posteriormente mencionados, apresenta os resultados na forma de elasticidades, i.e., variação relativa na variável dependente correspondente a um acréscimo, *ceteris paribus*, de 1% numa determinada variável explicativa. É, contudo, importante referir que tal só é possível com a utilização de modelos logaritmizados (modelos *log-log*).

A revisão de literatura encontra-se dividida em subsecções: no ponto 2.2., apresento uma breve definição dos conceitos-chave referidos nas secções subsequentes; no ponto 2.3., apresento alguns contributos que estudaram exclusivamente a procura do serviço fixo; no ponto 2.4., exponho trabalhos que analisaram exclusivamente a procura do serviço móvel; no ponto 2.5., discuto contributos que analisaram simultaneamente a procura dos serviços fixo e móvel; no ponto 2.6., descrevo alguns estudos que examinaram empiricamente a relação entre os dois tipos de serviço (substitutos ou complementares); finalmente, no ponto 2.7., apresento um quadro-resumo das contribuições previamente mencionadas.

## 2.2. Conceitos-chave

Importa começar por definir alguns conceitos-chave, com o intuito de tornar mais fácil a leitura e compreensão da revisão de literatura.

O Decreto-lei nº 31/2003, de 17 de Fevereiro, capítulo I, artigo 1º, alínea m) define *serviço universal* como “o conjunto de obrigações específicas inerentes à prestação de serviços de telecomunicações de uso público endereçadas, visando a satisfação de necessidades de comunicação da população e das atividades económicas e sociais no todo do território nacional, em termos de igualdade e continuidade e mediante condições de adequada remuneração, tendo em conta as exigências de um desenvolvimento económico e social harmónico e equilibrado.” O serviço universal associado ao serviço de telefone fixo, na ótica da ANACOM (regulador setorial das comunicações postais e eletrónicas em Portugal), consiste em assegurar que o serviço chega a todos os utilizadores finais a um preço acessível e com níveis mínimos de qualidade. No entanto, importa referir que a designação de “preço acessível” não significa que as tarifas do serviço universal sejam mais favoráveis que as restantes tarifas disponíveis no mercado, pode até acontecer o contrário. As tarifas do serviço universal são reguladas pela ANACOM, com o objetivo de minimizar as penalizações para os consumidores, pois a introdução de serviço fixo com recurso ao serviço universal acarreta elevados custos para os operadores. Assim, na ausência de regulação, isso implicaria a prática de tarifas muito elevadas. A regulação da tarifa do serviço universal torna-se, assim, fundamental para impedir que o preço cobrado não seja proibitivo, designadamente ao nível da mensalidade cobrada pela utilização do serviço.

Considera-se que o serviço universal é eficaz quando a subsidiação da mensalidade fomenta as decisões de subscrição do serviço de telefone fixo. Em termos empíricos, considera-se que o serviço é eficazmente subsidiado se a elasticidade da mensalidade do serviço fixo tiver um impacto negativo na procura e a estimativa obtida for estatisticamente significativa.

Nos EUA, foram implementadas políticas específicas de apoio às famílias com rendimentos baixos, sustentadas pela *Federal Communications Commission* (FCC) em cooperação com os diferentes Estados e com os operadores, com o intuito de aumentar a *taxa de penetração* do serviço fixo. A eficácia destas políticas será analisada na secção 2.3.

Estas políticas são consideradas eficazes se conseguirem aumentar a *taxa de penetração* do serviço, o que, em termos empíricos, significa que a variável que tem o objetivo de promover o *serviço universal* tem um impacto positivo e estatisticamente significativo na procura do serviço.

A maioria dos contributos empíricos que referirei posteriormente utilizou a *taxa de penetração* de cada serviço como variável dependente. Esta variável define-se como a percentagem de agentes da amostra que subscreveram o serviço durante um determinado período de tempo. Alguns autores, como Garbacz e Thompson (1997, 2002, 2003), usaram ainda a taxa de penetração do serviço ao nível das famílias. Dado que esses dados só estão disponíveis para os EUA, uma *proxy* habitualmente adotada para a taxa de penetração do serviço fixo ao nível das famílias corresponde ao número de subscrições do serviço fixo residencial por cada 100 habitantes, sendo aplicada por diversos autores como variável dependente para a estimação da procura do serviço fixo residencial.

Por fim, outro conceito que merece ser definido diz respeito às *redes de acesso adicionais*. Por *redes de acesso adicionais* entendem-se outros serviços que, ainda que não diretamente relacionados com o serviço telefónico, partilham meios de transferências e que, como tal, podem ser entendidos como bens complementares. Exemplos desses serviços são: a televisão por cabo, o serviço de fax, internet, entre outros.

### **2.3. Procura do serviço fixo**

O interesse pelas estimações da procura no setor das telecomunicações começou com a preocupação de alguns autores em compreender se o serviço universal, associado ao serviço de telefone fixo, estava a produzir os efeitos desejados na economia norte-americana (Garbacz e Thompson, 1997, 2002, 2003).

Para estimar a procura do serviço fixo, a maioria dos autores utilizou, como variável explicativa, uma tarifa com duas componentes (*mensalidade e custo de ligação*), esperando obter um impacto negativo das duas componentes na procura do serviço fixo. Para medir o rendimento das famílias, foi geralmente utilizado o *PIB per capita*. No entanto, este indicador é, em certa medida, uma aproximação fraca do rendimento das famílias, não



tendo em conta a distribuição do rendimento e da pobreza entre os diferentes agregados familiares. No sentido de ultrapassar esta limitação, alguns autores incluíram uma variável, *pobreza*, que corresponde à percentagem de agregados familiares que vive no limiar da pobreza. À partida, prevê-se que o *rendimento* condicione positivamente a procura do serviço fixo, enquanto que a variável *pobreza* negativamente. Tem sido ainda usada uma variável relativa à *densidade populacional*, considerada uma *proxy* do efeito de rede, obtendo-se, normalmente, um impacto positivo sobre a procura do serviço fixo; e uma *variável de fomento do serviço universal*, que se caracteriza pelo nível de despesa em programas de apoio a agregados familiares de menores rendimentos, cujo impacto esperado é também positivo. Alguns contributos utilizaram ainda o *custo das chamadas de longa distância*, além da *mensalidade* e do *custo de ligação*. Tratando-se de um custo para os consumidores, obtém-se uma relação negativa entre estas variáveis e a procura do serviço fixo. O intervalo de variação das elasticidades obtidas encontram-se no Quadro 1.

	Mensalidade	Custo de ligação	Custo das chamadas de longa distância	Rendimento	Pobreza	Variável de fomento do serviço universal
Intervalo de variação	(-0.02, -0.047)	(-0.008, -0.04)	(-0.047, -0.056)	(0.043, 0.097)	(-0.0256, -0.0513)	(0.002, 0.0078)

Quadro 1. Intervalos de variação das elasticidades obtidas por Garbacz e Thompson (1997, 2002 e 2003)

Numa primeira abordagem, Garbacz e Thompson (1997) estimaram um modelo de procura para vários estados norte-americanos, utilizando informação decenal da década de 90 e aplicando um modelo de escolha binária (Logit). O principal objetivo destes autores era avaliar a eficácia do serviço universal associado ao serviço de telefone fixo. Neste trabalho, a variável dependente é a *taxa de penetração do serviço fixo* (agrupada por Estado), que consiste na proporção das famílias que responderam “sim” à questão sobre se tinham serviço telefónico fixo (valor “1”). Os autores consideraram que a *taxa de penetração* é função: do preço, entendido como uma tarifa em duas partes (*mensalidade* e *custo de ligação*); do *rendimento médio das famílias*; da *percentagem da população a viver em zonas urbanas*; da *percentagem das famílias no limiar da pobreza* e de uma *variável de*

*fomento do serviço universal*.<sup>3</sup> Os autores estimaram três versões diferentes do modelo: na versão 1, foram empregues todas as variáveis descritas, à exceção da variável relativa à pobreza; na versão 2, os autores apenas não utilizaram a variável rendimento; e, finalmente, na versão 3, não utilizaram as variáveis pobreza e rendimento, mas sim a variável pobreza ajustada (correspondente à variável pobreza subtraída da percentagem de agregados familiares que recebiam ajuda alimentar durante o período em análise), para medir o rendimento. Segundo os autores, a variável pobreza, tal como estava definida, não tinha em conta os efeitos dos programas públicos de auxílio às famílias de rendimentos mais baixos. Na minha ótica, a estimação de três versões diferentes do modelo tinha também o intuito de evitar problemas de colinearidade, atendendo às fortes correlações existentes entre algumas variáveis explicativas.

Os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados e as elasticidades, reportadas no Quadro-Resumo no final da secção, encontram-se dentro dos intervalos mencionados no Quadro 1. Os autores concluíram que o *rendimento médio das famílias* e a *variável de promoção do serviço universal* condicionam positivamente a *taxa de penetração*. A *mensalidade*, apenas estatisticamente significativa na versão 3 do modelo, tem um impacto negativo sobre a procura do serviço fixo, assim como o *custo de ligação* e a *variável relativa à pobreza*.

Os resultados obtidos por Garbacz e Thompson (1997) sugerem que a *variável de promoção do serviço universal* tinha um efeito positivo sobre a difusão do serviço fixo. Todavia, este efeito é quase residual, pois a elasticidade é muito próxima de zero. Posto isto e tendo em conta a pouca robustez da variável *mensalidade*, Garbacz e Thompson (1997) alertaram para a possibilidade de uma situação de subsidiação ineficiente do serviço universal nos EUA. As conclusões de Garbacz e Thompson (1997) sugeriam a clara necessidade de análises complementares à eficácia das políticas públicas de promoção do serviço universal nos EUA.

Garbacz e Thompson (2002), apoiando-se no trabalho anterior, estimaram um modelo de procura para os vários estados norte-americanos, utilizando informação decenal para as décadas de 70, 80 e 90 e aplicando o mesmo modelo de escolha binária (Logit). As

---

<sup>3</sup> No modelo em causa, a variável de fomento do serviço universal, designada por *Lifelineup*, é definida como o rácio da despesa em programas de subsidiação do serviço universal em relação ao número de famílias pobres.

diferenças face à metodologia anterior residem: (i) na inclusão de uma variável preço adicional (i.e., é incluído o *custo das chamadas de longa distância*, para além da *mensalidade* e do *custo de ligação*), em virtude da variação da mensalidade decorrente de chamadas internacionais; e (ii) na inclusão de uma variável climatérica, definida como o número de dias com temperatura inferior a um determinado valor em cada estado. A inclusão da *variável climatérica* tinha como objetivo captar a possível correlação (positiva) entre clima frio e procura do serviço fixo, decorrente do maior tempo passado na residência. Os autores recorrem a variáveis *dummies* temporais, para controlar as alterações que se fizeram sentir no setor nas três décadas em estudo, sendo estimados quatro versões do modelo para, tudo indica, evitarem possíveis problemas de colinearidade devido a fortes correlações existentes entre algumas das variáveis explicativas. Na versão 1 do modelo, foram utilizadas todas as variáveis descritas; na versão 2, os autores excluíram a variável *custo das chamadas de longa distância*; na versão 3, removeram a variável relativa ao rendimento das famílias; e, finalmente, na versão 4, não incluíram as variáveis *rendimento das famílias* e *custo das chamadas de longa distância*.

Nas diferentes versões do modelo, os coeficientes estimados são todos estatisticamente significativos acima de 5% e apresentam os sinais esperados, assim como as elasticidades médias das três décadas, que se encontram no Quadro-Resumo no final da secção. De realçar que os autores obtiveram uma elasticidade de 0,002 para a *variável de política/promoção do serviço universal*, o que veio confirmar as conclusões de Garbacz e Thompson (1997) quanto à carência de impacto do programa de subsidiação do serviço universal na difusão do serviço fixo, em virtude da elasticidade da *variável de política* ser muito próxima de zero. É de referir ainda que os autores obtiveram valores para as elasticidades-preço inferiores às de Garbacz e Thompson (1997), com especial destaque para a variável *mensalidade*, o que confirma parcialmente a teoria de Riordan (2002), que refere a (quase) inexistência de impacto dos preços, principalmente da *mensalidade*, na procura do serviço fixo, com tendência para um impacto nulo com o decorrer dos anos.

Na minha perspectiva, a previsão de Riordan (2002), quanto à inexistência de impacto dos preços na subscrição do serviço de telefone fixo, é um pouco surpreendente. À partida, esperaria que a lei da oferta e da procura se aplicasse também ao mercado das telecomunicações. Contudo, atualmente, este resultado poderá fazer sentido se

considerarmos os serviços *bundling* (fornecimento de vários serviços de comunicações a um só preço). Ao ser cobrada uma única mensalidade pelos vários serviços incluídos no cabaz, e atendendo ao decréscimo relativo do mercado do serviço fixo, a importância da *mensalidade* na subscrição deste serviço poderá perder alguma relevância.

Riordan (2002), na sua pesquisa sobre o serviço universal, encontrou resultados concordantes com Crandall e Waverman (2000), com as elasticidades-preço associadas ao serviço fixo próximas de -0,01. Estes autores não avançaram uma justificação clara, apenas argumentaram que este resultado poderá estar associado ao facto de os preços serem *cost-based* e que ainda existe muito por descobrir quanto às determinantes da procura do serviço fixo, destacando a importância para o estudo das economias de escala e das externalidades de rede na compreensão do funcionamento do setor. O facto das elasticidades-preço decrescerem ao longo das três décadas em estudo está relacionado com a saturação da *taxa de penetração*. Com a saturação da *taxa de penetração*, as suas determinantes (como a mensalidade) podem perder alguma capacidade de influenciar a *taxa de penetração*, dado que existirão poucos agregados familiares sem serviço de telefone fixo.

De facto, Garbacz e Thompson (2002) observaram o decréscimo das elasticidades-preço ao longo das décadas em estudo, embora a *mensalidade* tenha impacto sobre a *taxa de penetração* do serviço fixo, o que não corrobora na íntegra a previsão de Riordan (2002). Uma vez mais, os autores concluíram que o serviço universal não estava a ser eficazmente subsidiado, pois observaram uma diminuição constante das elasticidades-preço ao longo do tempo, o que se traduz numa correlação cada vez menor entre preço e procura.

Garbacz e Thompson (2003) refizeram os cálculos anteriores, empregando a mesma metodologia mas adicionando dados relativos à década de 2000. Os resultados obtidos reforçaram as conclusões iniciais, uma vez que os autores constataram: (i) uma diminuição do impacto da *mensalidade* na *taxa de penetração* do serviço fixo; (ii) obtiveram o mesmo valor que Garbacz e Thompson (2002) para a elasticidade relativa à *variável de promoção do serviço universal*. Novamente, os autores concluíram que os programas de fomento ao serviço universal não eram eficazes, pois a subsidiação do preço (*mensalidade*) tinha cada vez menor importância na procura do serviço fixo. Adicionalmente, os autores (re)estimaram o modelo, introduzindo a *taxa de penetração da internet* como variável explicativa. Os resultados indicaram um efeito positivo entre procura do serviço fixo e

difusão da internet, o que era expectável dada a relação de interdependência entre os serviços.

A literatura que estuda a procura do serviço de telefone fixo tem-se focado, maioritariamente, no serviço universal. Menor atenção tem sido dada à procura por redes de acesso adicionais. Para colmatar esta lacuna, Duffy-Deno (2001) analisou a procura de serviços associados ao serviço de telefone fixo, como a subscrição do serviço de internet, televisão por cabo, fax, entre outros. Para isso, o autor estimou a procura residencial nos EUA, através do método de escolha binária Logit e utilizando informação ao nível das famílias (último trimestre de 1998), obtida através de inquéritos a 11458 agregados familiares. O autor estimou a elasticidade-preço média de subscrição em -0,59. No entanto, este valor encontra-se ligeiramente acima das elasticidades estimadas na procura pelo serviço de telefone fixo.

Na minha opinião, o trabalho de Duffy-Deno (2001) tem um impacto significativo na literatura, nomeadamente para as empresas de telecomunicações, na medida em que tenta perceber de que forma as famílias reagem a variações nos preços de serviços, como a subscrição de serviços de televisão por cabo, fax, internet. No entanto, atualmente, com a rápida expansão dos serviços de *bundling*, este estudo poderá perder alguma importância, uma vez que, os vários serviços são cada vez mais fornecidos em conjunto.

## **2.4. Procura do serviço móvel**

A rápida expansão da rede móvel nos finais da década de 90 despertou o interesse pela estimação das determinantes da procura do serviço móvel. Os contributos empíricos que passarei a descrever consideraram a subscrição do serviço móvel como função de: uma tarifa em duas partes (*mensalidade* e *custo de ligação*); do *PIB per capita*, para medir o rendimento das famílias; e de outras variáveis explicativas, como a densidade populacional ou as infraestruturas de rede (ambas as variáveis são incluídas com o objetivo de captar o desenvolvimento tecnológico e, ao mesmo tempo, servir de *proxy* do efeito de rede).

De acordo com a teoria económica, seria de esperar que as duas componentes do preço condicionassem negativamente a procura do serviço móvel. A elasticidade da *mensalidade*, em média, igual ou inferior a -0,5. Por sua vez, as elasticidades do *custo de ligação*,

normalmente, são inferiores (em valor absoluto) às registadas para a *mensalidade* do serviço móvel. Por último, prevê-se que o rendimento das famílias tenha um impacto positivo na procura do serviço móvel, com as elasticidades a variarem entre 0,1 e 0,9, chegando nalguns estudos a ultrapassar mesmo a unidade.

Num dos primeiros trabalhos empíricos relativos ao serviço móvel, Hausman (1999) analisou a procura por este tipo de serviço, com o objetivo de atualizar o índice de preços do consumidor para as várias áreas metropolitanas nos EUA, entre 1988 e 1993. De referir que, até 1998, o índice de preços não incluía os preços do serviço móvel, o que originava um claro enviesamento que o autor pretendia corrigir. O autor estimou um preço virtual do serviço móvel, dadas as restrições ao nível da informação. Para isso, definiu uma função procura do consumidor representativo, baseada em Hicks (1940) e Rothbarth (1941), que lhe permitiu estimar uma função despesa e, finalmente, calcular um valor aproximado para os preços do serviço móvel. Hausman (1999) estimou uma elasticidade-preço de subscrição de -0,5, valor próximo dos obtidos em trabalhos posteriores.

Ahn e Lee (1999) foram pioneiros na utilização de dados em painel para estimação da procura do serviço móvel em 64 países, utilizando dados relativos a 1998. Os autores assumiram que a *taxa de subscrição* (variável dependente definida probabilisticamente para os vários indivíduos de cada país) dependia de fatores específicos a cada país, como as tarifas praticadas, a riqueza nacional, o nível de desenvolvimento tecnológico e industrialização, infraestruturas de rede fixa, entre outros. Os autores utilizaram dois estimadores, um paramétrico e um semiparamétrico. O estimador paramétrico foi obtido pelo método do mínimo chi-quadrado de Berkson, que é frequentemente utilizado em modelos de escolha binária com dados em painel. O estimador semiparamétrico, designado por *semiparametric weighted average derivatives* (DWAD), foi baseado em Powel *et al.* (1989). O facto dos autores utilizarem dois estimadores está relacionado com o desconhecimento da correta especificação da probabilidade de subscrição. Os autores precisaram de definir a probabilidade de subscrição para os vários indivíduos, no entanto, a especificação desta probabilidade, segundo os autores, não era modelada pela teoria económica. A utilização de dois estimadores tinha, assim, o objetivo de cobrir todas as possibilidades quanto à definição daquela probabilidade. O estimador paramétrico é mais preciso que o semiparamétrico, mas menos robusto na definição da probabilidade de

subscrição. Os resultados produzidos por ambos os estimadores são semelhantes em termos de magnitudes, sinais e significância estatística dos coeficientes estimados.

Ahn e Lee (1999) admitiram que os efeitos das tarifas nacionais podiam ser medidos através de estimações dos coeficientes associados aos três preços considerados (*custo de ligação*, *mensalidade* e *custo das chamadas locais até 3 minutos*). Além dos preços, os autores utilizaram, como variáveis explicativas, a variável *rendimento*, medida pelo *PIB per capita (PIB pc)*; o *expoente quadrado e cúbico do PIB pc*;<sup>4</sup> o *número de redes fixas por indivíduo*, refletindo o desenvolvimento tecnológico do país; e a *taxa de digitalização*, com o objetivo de quantificar a qualidade do serviço telefónico. Os autores obtiveram coeficientes negativos associados aos preços mas pouco robustos, sendo que apenas a *mensalidade* na estimação do modelo paramétrico era estatisticamente significativa a 5%.

Quer no modelo paramétrico quer no semiparamétrico, os autores constaram que a probabilidade de subscrição: aumenta com o *PIB pc* e com o *número de redes fixas por pessoa*; e diminui com a *taxa de digitalização*. Contudo, os autores não atribuíram importância a este último resultado, dado que o coeficiente obtido não era estatisticamente significativo.<sup>5</sup>

Apesar do resultado de Riordan (2002) limitar-se ao serviço de telefone fixo, Ahn e Lee (1999) também encontraram fraca evidência de impacto dos preços na subscrição do serviço móvel, não tendo, no entanto, avançado nenhuma explicação para esse resultado. Mais uma vez, este resultado não deixa de ser curioso, embora seja de referir que, em contributos posteriores, o mesmo não tenha acontecido.

Parker e Roller (1997) e Grzybowki (2008) adotaram uma metodologia diferente da apresentada até aqui. Concentrando-se exclusivamente na procura do serviço móvel, os autores aplicaram modelos estruturais (baseados no modelo de Cournot) para analisar o comportamento estratégico entre os diferentes operadores móveis. Parker e Roller (1997) estimaram uma elasticidade-preço de -2,5 para os EUA, entre 1984 e 1988. Por seu turno, Grzybowski (2008) estimou elasticidades-preço mais moderadas para quinze países da União Europeia, entre 1998 e 2002, tendo obtido valores que variam entre -0,2 e -0,9. Tischler *et al.* (2001), na mesma linha de raciocínio mas utilizando informação agregada ao

---

<sup>4</sup> Estes termos são incluídos pois, na ótica dos autores, a relação entre o *PIB pc* e a probabilidade de subscrição não é linear.

<sup>5</sup> Ahn e Lee (1999) obtiveram um valor de -0,3 para a elasticidade-preço média de subscrição.

nível dos consumidores entre 20 de julho e 12 de agosto de 1997, estimaram uma elasticidade-preço de -0,8 para o mercado móvel israelita.

Karacuka *et al.* (2011) adotaram uma abordagem diferente, apesar de também centrarem a análise no mercado móvel. Os autores estimaram elasticidades-procura para o mercado de telecomunicações da Turquia, com o auxílio de modelos de procura dinâmicos, o que lhes permitiu obter elasticidades de curto e longo-prazo. Empregaram informação ao nível das empresas, nomeadamente de cinco operadores de rede móvel ativos no mercado turco, entre janeiro de 2002 e dezembro de 2006. A grande diferença face aos estudos previamente apresentados está na segmentação do mercado móvel em cartões pré-pagos e pós-pagos. Os autores estimaram três equações-procura: uma para o mercado móvel global, uma para o mercado de cartões pré-pagos, e outra para os cartões pós-pagos. Relativamente à estimação para o mercado global, Karacuka *et al.* (2011) consideraram o *tráfego móvel* (quantidade média procurada de determinada tarifa num certo período de tempo) como função: da *mensalidade do serviço fixo e móvel*; da *população*; do *PIB pc*; de uma *tendência temporal*, para capturar o progresso tecnológico; e da própria *variável dependente*, desfasada de um período.

Para estimar o modelo, Karacuka *et al.* (2011) usaram um estimador baseado no trabalho de Arellano e Bond (1991), que exige a aplicação de variáveis instrumentais. Os autores consideraram, para variáveis instrumentais, a variável dependente desfasada dois períodos e variáveis relativas a salários e custos. Todos os coeficientes apresentaram os sinais previstos e eram estatisticamente significativos. Aplicando uma metodologia semelhante, os autores estimaram ainda a procura para os dois segmentos do mercado móvel (pré-pago e pós-pago). No Quadro-Resumo apresentado no final da secção, encontram-se os valores obtidos para as elasticidades de curto e longo-prazo para cada segmento do mercado, todas estatisticamente significativas e com sinais de acordo com o que era expectável. As elasticidades de curto-prazo são inferiores no mercado pós-pago, uma vez que os consumidores neste mercado, regra geral, têm contratos de fidelização, necessitando de tempo para conseguirem alterar a sua situação contratual. Pelo contrário, os consumidores no mercado pré-pago têm mais flexibilidade para mudar de operador, sendo o efeito ainda mais acentuado se os utilizadores detiverem diversos cartões, o que é usual nos



consumidores turcos. Compreende-se, portanto, a ligeira diferença entre as elasticidades de curto e longo-prazo neste segmento de mercado.

## 2.5. Procura de ambos os serviços

Cadima e Barros (2001), apoiando-se na metodologia proposta por Gruber (2001) e Gruber e Verboven (2001), analisaram o mercado de telecomunicações português. O principal objetivo deste estudo era avaliar o impacto do crescimento do serviço móvel no serviço de telefone fixo em Portugal. Os autores estimaram equações para a procura de ambos os serviços, com recurso a dados entre 1981 e 1999. Enquanto Gruber (2001) e Gruber e Verboven (2001) utilizaram uma amostra com dados em painel, Cadima e Barros (2001) realizaram uma análise temporal, visto focarem-se exclusivamente na economia portuguesa.

No caso do serviço móvel, Cadima e Barros (2001) assumiram que a *taxa de penetração* era função de: uma *tendência temporal* para, na minha ótica, controlar o crescimento do serviço móvel que se estava a observar no período de tempo em análise; da *taxa de penetração do serviço fixo*; do *preço*;<sup>6</sup> do rendimento (*PIB pc*); de uma *variável relativa a efeitos sazonais*, com o objetivo de capturar o aumento de vendas de telemóveis na época natalícia; e de uma *variável dummy* relativa à concorrência no mercado, para captar a aceleração da taxa de penetração devido ao aparecimento de um terceiro operador em 1998. Relativamente ao serviço fixo, os autores assumiram que a *taxa de penetração* era função: dos *preços de ambos os serviços*;<sup>7</sup> do rendimento (*PIB pc*); da *taxa de penetração do serviço móvel*; de uma *variável relativa à internet* (serviço preferencialmente provisionado através do serviço de telefone fixo); de uma *tendência temporal*; e de uma *variável relativa a efeitos sazonais*.

Importa referir que Cadima e Barros (2001) estimaram as equações da procura utilizando o método designado por *full information maximum likelihood*. As equações não

---

<sup>6</sup> Os autores definiram o preço do serviço móvel como o rácio entre as receitas de cada operador e o índice de preços do consumidor, nos vários períodos em análise.

<sup>7</sup> No caso do serviço fixo, os autores construíram um índice de preços que incluía a mensalidade e o custo de ligação.

se encontravam logaritmizadas, daí a impossibilidade de interpretar os coeficientes estimados como elasticidades.

No que concerne ao serviço móvel, os autores concluíram que a entrada de um novo operador no mercado teve um impacto positivo na expansão do serviço. O coeficiente obtido associado à *tendência temporal* era negativo, o que sugeria que a *taxa de penetração* tinha aumentado ao longo do tempo. Os autores obtiveram que o *rendimento* não condicionava o crescimento do serviço móvel, assim como a *variável relativa aos efeitos sazonais* (coeficientes estatisticamente não significativos). O *preço do serviço móvel*, como era expectável, influenciava negativamente a procura do serviço móvel. A *taxa de penetração* do serviço fixo não era estatisticamente significativa, resultado que conduziu os autores a concluírem que a inovação e o progresso tecnológico eram os principais motores de expansão do serviço móvel.

Em relação ao serviço fixo, os autores obtiveram que o *rendimento* e os *preços do serviço móvel* tinham um impacto positivo na *taxa de penetração*, enquanto que o preço do serviço fixo não era estatisticamente significativo, assim como as *variáveis relativas ao efeito sazonal e internet*. O facto do preço do serviço fixo não condicionar a procura do próprio serviço pode ter duas justificações, na ótica dos autores. Por um lado, Cadima e Barros (2001) afirmaram que o preço utilizado podia ser uma *proxy* fraca. Por outro lado, os autores argumentaram que o preço do serviço fixo, em estágios iniciais de desenvolvimento (como era o caso), não desempenha um papel fundamental na procura do serviço, devido à ineficiência do operador incumbente na resposta aos pedidos de subscrição.

A principal conclusão que Cadima e Barros (2001) retiraram é que o abrandamento da expansão do serviço fixo resultou da difusão do serviço móvel. No meu entendimento, a contribuição de Cadima e Barros (2001) constitui uma análise muito completa do mercado de telecomunicações em Portugal. Suspeito que uma análise idêntica com dados mais recentes poderia gerar resultados diferentes, designadamente ao nível da variável relativa à *internet*. Na altura deste estudo, o serviço de *internet* estava a começar de ser implementado em Portugal, daí a sua insignificância estatística. Importa ainda realçar a escolha do estimador utilizado. Cadima e Barros (2001) estimaram as equações de procura do serviço móvel e do serviço fixo, em simultâneo, utilizando um método de estimação de informação

completa, tendo assim em consideração a totalidade das restrições impostas nas equações. O objetivo era ter em conta a correlação que poderia existir entre os termos de erro aleatórios das equações que formavam o sistema. De salientar que, até onde chegam os meus conhecimentos de literatura, nenhum outro contributo empregou um estimador de informação completa.

Garbacz e Thompson (2005) também estimaram a procura do serviço fixo e móvel em simultâneo, mas usando uma amostra diferente. Mais concretamente, considerando dados relativos a dois grupos de países, desenvolvidos e em desenvolvimento, entre 1996 e 2001. Uma diferença assinalável face aos contributos anteriores reside na separação do serviço de telefone fixo em *business* (linhas exclusivas para atividades de negócio) e residenciais (linhas telefónicas para uso exclusivo das famílias). Os autores estimaram a procura do serviço fixo residencial, do serviço fixo *business* e do serviço móvel com recurso a modelos de procura de efeitos-fixos, estimados diretamente por OLS, i.e., negligenciando a hipótese dos preços dos diferentes serviços poderem ser endógenos. A *taxa de penetração* de cada serviço foi considerada função: de uma tarifa em duas partes (*mensalidade* e *custo de ligação*); do *PIB pc*; da *percentagem da população a viver em zonas urbanas*; da *média de anos de escolaridade da população acima dos 25 anos*; e de uma variável designada por *Index of Economic Freedom*, com o objetivo de captar as diferenças institucionais entre os países da amostra. No caso do serviço fixo (residencial e *business*), os autores incluíram ainda uma *variável relativa à internet* (número de utilizadores do serviço de *internet per capita* desfasada um período, para eliminar a endogeneidade da variável em nível), para tentar capturar o efeito da sua interdependência com o serviço fixo, tal como Garbacz e Thompson (2003).

Garbacz e Thompson (2005) obtiveram que a elasticidade-preço da *mensalidade do serviço móvel* excedia a elasticidade-preço da *mensalidade do serviço fixo residencial* nos países desenvolvidos o que, na ótica dos autores, poderia sugerir que o serviço universal poderia ser mais eficaz através da subsidiação do serviço móvel do que através da subsidiação do serviço fixo. Finalmente, os autores encontraram uma relação positiva entre a *taxa de penetração do serviço fixo* e a *taxa de penetração da internet* (somente para as redes de telefone fixo *business*), assim como Garbacz e Thompson (2003).

Na minha perspectiva, atendendo a que Garbacz e Thompson (2005) ignoraram a possibilidade dos preços serem endógenos, é possível que as estimativas obtidas sejam enviesadas e inconsistentes, argumento que é reforçado pelo facto de os autores encontrarem evidência de complementaridade entre os serviços, quando os resultados encontrados em trabalhos anteriores apontam para a existência de efeito de substituição.

Numa tentativa de responder a limitações deste trabalho, Garbacz e Thompson (2007) foram pioneiros na estimação dos preços dos serviços através do método 2SLS, empregando, como instrumentos, variáveis relativas à regulação, privatização e concorrência. Os autores estimaram modelos de procura para o serviço de telefone fixo residencial e para o serviço móvel, utilizando uma amostra de países em desenvolvimento para os anos entre 1996 a 2003. Os autores assumiram que a procura de telecomunicações, medida através da *taxa de penetração para as redes fixa e móvel*, era função: do *preço* (considerado como uma tarifa em duas partes, *mensalidade* e *custo de ligação*); do *rendimento*; e de variáveis explicativas que diferenciavam os países (como o *nível de escolaridade*, a *percentagem da população a viver em zonas urbanas*, o *nível de concorrência em cada serviço*, a *regulação existente* e *variáveis binárias para a privatização*). Os autores confirmaram empiricamente a endogeneidade dos preços, o que impediu a estimação diretamente por OLS. Face à dificuldade na obtenção de variáveis custo, que pudessem ser utilizadas como *proxy* dos preços, Garbacz e Thompson (2007) recorreram ao método de estimação 2SLS: estimaram os preços (uma equação para cada serviço) como função de todas as variáveis explicativas e, posteriormente, usaram essas estimativas para instrumentalizar os preços nas equações procura.

As principais diferenças face a Garbacz e Thompson (2005), além da amostra de países e do horizonte temporal, dizem respeito, principalmente, à metodologia adotada. Por um lado, os autores construíram variáveis para captar as diferenças institucionais entre os mercados de telecomunicações nos vários países da amostra; adicionalmente, enquanto Garbacz e Thompson (2007) utilizaram variáveis relativas à regulação, o mesmo não acontece em Garbacz e Thompson (2005).<sup>8</sup> Por outro lado, Garbacz e Thompson (2007) não incluíram nenhuma variável relativa ao serviço de *internet*, ao contrário de Garbacz e

---

<sup>8</sup>No entanto, Garbacz e Thompson (2005) empregaram uma variável designada por “*Index of Economic Freedom*”, que pode, em certa medida, capturar algumas dessas diferenças.

Thompson (2005). Por fim, em Garbacz e Thompson (2007), o método de estimação tem em conta a endogeneidade dos preços dos serviços, o que não acontece em Garbacz e Thompson (2005).

Garbacz e Thompson (2007) estimaram três versões do modelo de procura para cada serviço: na versão 1, utilizaram os preços correntes (i.e., negligenciaram a possível endogeneidade); na versão 2, usaram os preços estimados; e, na versão 3, a única diferença face à versão 2 consiste na exclusão da variável relativa à densidade populacional.

As diferenças em relação aos coeficientes estimados e respetivas significâncias nas três versões do modelo não são significativas para nenhum dos dois serviços (fixo e móvel). No entanto, os autores focaram a análise dos resultados nas versões 2 e 3 do modelo, dada a endogeneidade dos preços na versão 1. Os coeficientes estimados apresentaram sinais e magnitudes semelhantes às reportadas em estudos anteriores e as elasticidades encontram-se no Quadro-Resumo no final da secção. No caso do serviço fixo, a elasticidade-preço associada à *mensalidade* não é estatisticamente significativa em nenhuma das versões, ou seja, a *mensalidade* parecia, uma vez mais, não condicionar a procura do serviço fixo. Por sua vez, o *custo de ligação* condiciona negativamente a procura do serviço fixo e, como era esperado, o rendimento das famílias tem um impacto positivo na procura do serviço fixo. Com base nos valores obtidos para as elasticidades, Garbacz e Thompson (2007) afirmaram que subsidiar o *custo de ligação*, em detrimento da *mensalidade*, poderia ser uma solução para promover o serviço universal e, assim, aumentar o número de subscritores do serviço fixo. Em relação ao serviço móvel, as variáveis apresentaram os sinais esperados e as magnitudes corroboravam os valores obtidos em estudos anteriores.

Além da sugestão de associação do serviço universal ao *custo de ligação* do serviço fixo, os autores sugeriram ainda, face às elasticidades obtidas nos dois serviços, associar o serviço universal ao serviço móvel, em detrimento do serviço fixo, nomeadamente através da subsidiação da *mensalidade do serviço móvel*, tal como Garbacz e Thompson (2005). Isto deve-se, segundo os autores, ao facto da elasticidade da *mensalidade do serviço móvel* ser estatisticamente significativa, o que não aconteceu com a elasticidade da *mensalidade do serviço fixo*, evidenciando, novamente, a ineficaz subsidiação do serviço universal. Na minha opinião, o futuro do setor poderá passar por esta solução. Note-se que esta prática tem já sido levada a cabo em vários países africanos, com o serviço universal associado ao

serviço móvel. Em países menos desenvolvidos, poderá fazer sentido implementar esta medida, dada a rápida difusão e menores custos do serviço móvel, em comparação com o serviço fixo (International Telecommunications Union, 2013).

Por fim, importa referir o trabalho de Hausman e Ros (2013), relativo ao mercado de telecomunicações mexicano.<sup>9</sup> Hausman e Ros (2013) estimaram a procura do serviço móvel e fixo para o mercado de telecomunicações mexicano, a partir de uma análise em painel de 17 países, com observações trimestrais entre 2004 e 2011, e empregando o método dos momentos (estimador GMM). Hausman e Ros (2013) testaram a conjectura de Stryzowska (2012), de que os preços do serviço fixo e móvel eram demasiado elevados, com perdas significativas de excedente do consumidor, através da estimação de modelos de procura de efeitos fixos para cada serviço, de forma a determinarem as elasticidades-preço e rendimento para o México. A partir dos valores para as elasticidades obtidos nas equações de procura, os autores estimaram equações de preços, para determinarem o excedente do consumidor de cada serviço e, assim, verificarem se existiam efetivamente perdas de excedente do consumidor nos dois mercados, como refere Stryzowska (2012).

Hausman e Ros (2013) assumiram que, no caso do serviço móvel, a *taxa de penetração* dependia unicamente do *preço do serviço* e do *PIB pc*. Contudo, os autores contemplaram a possibilidade do preço ser endógeno e empregaram, como instrumento, a média dos preços dos 16 países excluindo o México. A elasticidade do *rendimento* foi estimada em 0,425 e a elasticidade-preço em -0,524, ambas com os sinais previstos e estatisticamente significativas. Hausman e Ros (2013), ainda para o serviço móvel, estimaram o mesmo modelo estático mas incluindo uma *tendência temporal*, como instrumento dos preços. A utilização de uma *tendência temporal*, como variável instrumental, foi uma forma alternativa de se instrumentalizar os preços. Posteriormente, os autores estimaram uma versão dinâmica do modelo, tendo obtido valores para as elasticidades muito próximas dos gerados pela versão estática do modelo.

A metodologia adotada para analisar o mercado de rede fixa foi idêntica à utilizada no estudo do mercado móvel. A *taxa de penetração da rede fixa* foi assumida como função: da

---

<sup>9</sup> Este mercado já foi alvo de diversos estudos sobre as suas características, nomeadamente o elevado índice de concentração no lado da oferta. Por exemplo, Stryzowska (2012) alertou que os consumidores mexicanos estavam a pagar em demasia quer pelo serviço fixo quer pelo serviço móvel, o que poderia gerar perdas em termos de excedente do consumidor.

*mensalidade do serviço residencial* (variável exógena); do *PIB pc*; de uma *tendência temporal para os anos 2000 a 2010*; e desta *tendência temporal ao quadrado*, com o objetivo de acautelar a possibilidade da relação entre a *taxa de penetração* e a *tendência temporal* não ser linear. As elasticidades apresentaram os sinais esperados e eram estatisticamente significativas, com a elasticidade *rendimento* próxima de 0,13 e a elasticidade-preço na ordem dos -0,27, o que contraria a teoria de Riordan (2002) quanto à ausência de impacto, sobretudo da *mensalidade*, na procura do serviço fixo.

Finalmente, Hausman e Ros (2013) estimaram os preços e calcularam o excedente do consumidor de cada serviço. Concluíram que os consumidores mexicanos estavam a pagar menos que os consumidores dos restantes países analisados, o que se traduzia em ganhos adicionais relativos no excedente do consumidor para ambos os mercados. Os autores contrariam, assim, as suspeitas de Stryzowska (2012).

As conclusões de Hausman e Ros (2013) parecem contrariar a ideia generalizada de que mercados concentrados penalizam os consumidores. Replicar a análise de Hausman e Ros (2013) para Portugal poderia ser um estudo interessante, tendo em conta que o mercado português é também muito concentrado como veremos mais à frente. Hausman e Ros (2013) realçaram a importância da análise de todos os fatores económicos que explicam o poder de mercado das empresas como, por exemplo, as quotas de mercado e as elasticidades de oferta e procura. A análise somente das quotas de mercado seria incompleta e resultaria em resultados enviesados.

## **2.6. Relação entre o serviço fixo e móvel**

Recentemente, diversos autores têm tentado compreender se o serviço móvel é substituto ou complementar do serviço fixo. Na literatura, são diversas as metodologias adotadas para a compreensão da relação entre os dois tipos de serviço. Alguns estudos calculam diretamente as elasticidades cruzadas entre os dois tipos de serviço. Se o preço do serviço fixo tiver um impacto positivo na procura do serviço móvel (elasticidade cruzada positiva), tal significa que o serviço fixo é substituto do serviço móvel. Caso contrário, se a relação for negativa (elasticidade cruzada negativa), então os dois serviços são complementares. As mesmas conclusões poderão ser retiradas com recurso à regressão da procura do serviço

fixo nos preços do serviço móvel. Outra forma alternativa de determinar o tipo de relação existente entre os dois serviços é pela inclusão da *taxa de penetração* de um serviço como regressor da procura do outro serviço. Por exemplo, se a estimativa da *taxa de penetração* do serviço móvel condicionar negativamente a procura do serviço fixo, então conclui-se que o crescimento do serviço móvel desacelera a difusão do serviço fixo, o que significa que o serviço móvel é substituto do serviço fixo.

Os estudos empíricos que abordam esta questão diferem não só na metodologia adotada mas também nas conclusões a que chegam relativamente à natureza complementar/substituta dos dois tipos de serviços. Não obstante, na maior parte dos casos, o aparecimento do serviço móvel parece ter condicionado negativamente a difusão do serviço fixo. O progresso tecnológico reduziu os custos do serviço móvel, i.e., permitiu aproximar as tarifas entre o serviço fixo e móvel e aumentou a qualidade com que o serviço móvel é prestado. Dado que o serviço móvel tem mais potencial de inovação que o serviço fixo, a evidência empírica aponta para a presença de efeito de substituição entre os serviços (International Telecommunications Union, 2013).

Um dos primeiros trabalhos levados a cabo nesta temática é o de Ahn e Lee (1999). Os autores encontraram evidência que a *taxa de penetração* do serviço fixo tem um impacto positivo na procura do serviço móvel, sugerindo a existência de uma relação de complementaridade entre os dois serviços.

Gruber e Verboven (2001) analisaram as determinantes da difusão do serviço móvel na União Europeia (UE), entre 1991 e 1997, e concluíram que a difusão do serviço fixo condicionava negativamente a expansão do serviço móvel. Mais concretamente, os autores verificaram que os países com menor *taxa de penetração* do serviço fixo experimentaram um crescimento mais acelerado do mercado móvel, o que sugere a existência de efeito de substituição entre os serviços móvel e fixo. Por sua vez, Gruber (2001) obteve uma relação positiva entre crescimento da rede fixa e difusão do serviço móvel para países da Europa Central e Oriental, o que sugere que os serviços sejam complementares. De acordo com Gruber (2001), este resultado, contrário ao obtido por Gruber e Verboven (2001), poderá dever-se a duas razões relacionadas com as diferenças de desenvolvimento dos mercados de telecomunicações entre os países da UE e os países da Europa Central e Oriental. A primeira justificação baseia-se na diferença temporal de adoção do serviço móvel entre os



países: os países da Europa Central e Oriental adotaram o serviço móvel cerca de 8 anos mais tarde que os países da UE. A segunda razão está relacionada com a existência de uma concorrência no mercado móvel mais precoce em alguns países da UE que nos países da Europa Central e Oriental.

Relativamente ao caso português, Cadima e Barros (2001) encontraram evidência de efeito de substituição entre os dois serviços. Mais concretamente, os autores obtiveram um valor negativo para o coeficiente da variável *taxa de penetração do serviço móvel* na procura do serviço fixo, o que implica que os preços do serviço móvel influenciam positivamente a procura do serviço fixo. Importa, porém, realçar que o coeficiente da variável *taxa de penetração do serviço fixo* não é estatisticamente significativo na equação procura do serviço móvel. Os autores concluíram, assim, que a expansão do serviço móvel não tem sido apenas “à custa” do serviço fixo mas, principalmente, devido à inovação e progresso tecnológico. Desta forma, Cadima e Barros (2001) concluíram que os serviços não eram substitutos perfeitos, pelo menos à data da análise.

Posteriormente, Rodini *et al.* (2003) analisaram empiricamente a substituibilidade entre o serviço fixo e móvel nos EUA, recorrendo a dados em painel ao nível das famílias, para os anos 2000 e 2001. Os dados incluíam informação detalhada sobre o “poder aquisitivo” das várias famílias no setor das telecomunicações,<sup>10</sup> nomeadamente sobre as subscrições de rede fixa e móvel, assim como a utilização destes e de outros serviços de comunicações. Os dados não incluíam informação sobre os preços. Os autores aplicaram o estimador *two-stages least squares* (2SLS), para estimar os preços esperados de acesso e utilização (*mensalidade* e *custo de ligação*). Posteriormente, determinaram a forma como a decisão de subscrição de cada serviço variava com os preços (estimados). Para tal, Rodini *et al.* (2003) recorreram ao modelo Logit e estimaram a equação procura para o serviço móvel, com a seguinte especificação. A *decisão individual de subscrição* foi assumida função: de uma tarifa em duas partes (*mensalidade* e *custo de ligação*); da *mensalidade do serviço fixo*; e do *custo das chamadas locais (inter-state)*. As elasticidades obtidas pelos autores encontram-se no Quadro-Resumo do final da secção, todas estatisticamente significativas, à exceção da elasticidade *custo de ligação* para 2001.

---

<sup>10</sup> “Poder aquisitivo” engloba as subscrições do serviço móvel e fixo, bem como a utilização de outros serviços de comunicações.

Os resultados corroboram as conclusões encontradas em trabalhos anteriores, i.e., as elasticidades cruzadas preconizam a existência de efeito de substituição moderado, que, presumivelmente, será reforçado com o decorrer dos anos na ótica dos autores, dada a tendência mais vincada de progresso tecnológico e da queda dos preços do serviço móvel.

Ward e Woroch (2004) utilizaram uma base de dados mais ampla, com informação sobre agregados familiares norte-americanos entre 1999 e 2001, tendo obtido evidência de um efeito de substituição mais significativo que Rodini *et al.* (2003). Os autores concordam com o reforço deste efeito ao longo dos anos, em virtude do progresso tecnológico.

Madden e Coble-Neal (2004) adotaram uma metodologia diferente, ao estimarem um modelo de procura dinâmico, para estudar a relação existente entre o serviço fixo e móvel, utilizando informação para 56 países relativa aos anos entre 1995 e 2000. A especificação teórica do modelo é baseada em Madden e Coble-Neal (2001), onde é otimizada a utilidade de um agente económico, em substituição à modelização do processo de difusão do serviço móvel. Desta forma, os autores conseguiram definir uma equação procura única para os vários países (modelo *pooled*). Mais precisamente, *o número de subscritores de rede móvel* foi assumido como função: do *custo de oportunidade*; do *PIB pc*; e do *número de redes fixas*. Os autores assumiram ainda que a equação procura podia ser especificada por um modelo de ajustamento parcial. Daí resulta que a *variação do número de subscritores de rede móvel* fosse função das variáveis anteriormente citadas, com a adição do *número de subscritores de rede móvel do período anterior*, que procurava traduzir o efeito de rede.<sup>11</sup> Utilizando a *mensalidade do serviço de telefone fixo e móvel* como *proxy* do custo de oportunidade, a equação final da procura assume a seguinte especificação: *variação do número de subscritores de rede móvel* em função: da *mensalidade do serviço fixo*; da *mensalidade do serviço móvel*; do *PIB pc*; do *número de redes fixas*; e do *número de subscritores de rede móvel do período anterior*.

Madden e Coble-Neal (2004) utilizaram dois métodos de estimação, 2SLS e um estimador dinâmico de efeitos aleatórios, com base em Arellano e Bover (1995). Os autores concluíram que todos os coeficientes estimados eram estatisticamente significativos. As

---

<sup>11</sup> Os consumidores associando-se a um operador obtêm benefícios em realizar e receber chamadas, passando a valorizar o facto de pertencerem a uma determinada rede de comunicações. Quanto maior for a dimensão da rede a que pertencem, maior serão os ganhos de realizar e receber chamadas dentro do mesmo operador. Assim, a decisão de um indivíduo em se conectar à rede afeta o seu próprio bem-estar mas também a dos atuais subscritores. A isto designa-se efeito de rede ou externalidade de rede (Liebowitz e Margolis, 2002).

variáveis *rendimento* e *mensalidades* apresentavam os sinais esperados, i.e., o *rendimento* condicionava positivamente a subscrição do serviço móvel; a *mensalidade do serviço móvel* tinha um impacto negativo na subscrição deste serviço; e, finalmente, a *mensalidade do serviço fixo* influenciava positivamente a subscrição do serviço móvel. Porém, as magnitudes das elasticidades são ligeiramente inferiores às obtidas em trabalhos anteriormente referidos. Mais precisamente, a elasticidade *rendimento* foi estimada em 0,03 e a elasticidade da *mensalidade do serviço móvel* muito próxima de zero (-0,05). O facto da elasticidade-cruzada ser positiva (0,12) sugere a existência de efeito de substituição entre as redes móvel e fixa. As variáveis relativas ao *número de subscritores do serviço fixo* e ao *número de subscritores de rede móvel no período anterior* são ambas positivas, provocando um aumento da dimensão da rede móvel, em média, e *ceteris paribus*, em 0,13% e 0,80%, no curto-prazo e 1,15% e 5%, no longo-prazo, respetivamente. É de realçar que, neste estudo, o efeito de rede é o principal responsável pelo aumento do número de subscritores no longo-prazo (fenómeno de crescimento endógeno).

Madden *et al.* (2004) utilizaram a mesma base de dados que Madden e Coble-Neal (2004) e empregaram uma metodologia idêntica. A principal diferença entre os dois trabalhos prende-se com a exclusão da *mensalidade do serviço fixo* e do *número de redes fixas* da equação procura, sendo apenas utilizada, como instrumento, a variável relativa ao efeito de rede. Os autores obtiveram uma elasticidade-cruzada positiva, o que sugere que os serviços móvel e fixo são substitutos.

Contrastando com os estudos previamente mencionados, Garbacz e Thompson (2005) obtiveram uma relação de complementaridade entre o serviço móvel e o serviço fixo residencial e *business*. Por sua vez, Garbacz e Thompson (2007) concluíram que o serviço móvel tende a ser substituto do serviço de telefone fixo, contrariando Garbacz e Thompson (2005). Este resultado, na minha opinião, pode estar relacionado com o facto de Garbacz e Thompson (2007), na estimação das equações de procura, terem em conta a endogeneidade dos preços, ao contrário de Garbacz e Thompson (2005).

Mais recentemente, Karacuka *et al.* (2011) encontraram evidência de efeito de substituição entre o serviço móvel e fixo para o mercado global, e ainda para o mercado pré-pago, onde as elasticidades cruzadas são positivas e estatisticamente significativas, o mesmo não acontecendo no mercado pós-pago.

Nesta secção, apresentarei um quadro onde exponho de forma sucinta, alguns dos trabalhos previamente mencionados.

## 2.7.Quadro-Resumo

### Procura do serviço fixo:

	Objetivo	Variável dependente	Variáveis explicativas	Modelo	Elasticidades estimadas	Conclusões
Garbacz e Thompson (1997)	Analisar a procura do serviço fixo, nos EUA, utilizando informação ao nível das famílias relativa à década de 90.	<b>Taxa de penetração</b> (agrupada por Estado): valor 1, se determinada família, em determinado Estado, detinha serviço fixo.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Preços: mensalidade (<b>m</b>) e custo de ligação (<b>cl</b>).</li> <li>• rendimento médio das famílias, (<b>r</b>).</li> <li>• % das famílias a viver em zonas urbanas (<b>dens</b>).</li> <li>• variável relativa à pobreza (<b>pobr</b>).</li> <li>• variável de fomento do serviço universal (<b>lifelineup</b>).</li> </ul>	Modelo de escolha binária: Logit.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>m</b>: -0.026</li> <li>• <b>cl</b>: -0.04</li> <li>• <b>r</b>: 0.097</li> <li>• <b>lifelineup</b>: 0.0027 a 0.0078</li> <li>• <b>pobr</b> : -0.0513 a -0.0256</li> </ul>	Subsidação ineficiente do serviço universal, em virtude da elasticidade residual da variável de promoção do serviço universal e da pouca robustez da elasticidade da mensalidade.
Garbacz e Thompson (2002)	Igual a Garbacz e Thompson (1997).  Única diferença: adição à amostra das décadas de 70 e 80.	Igual a Garbacz e Thompson (1997).	<p>Igual a Garbacz e Thompson (1997).</p> <p>Diferença: utilização adicional das variáveis custo das chamadas de longa distância (<b>cld</b>) e variável climática (<b>vc</b>).</p>	Igual a Garbacz e Thompson (1997).	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>m</b>: -0.047</li> <li>• <b>cl</b>: -0.006</li> <li>• <b>cld</b>: -0.056</li> <li>• <b>pobr</b>: -0.049</li> <li>• <b>r</b>: 0.043</li> <li>• <b>lifelineup</b>: 0.002</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Decréscimo das elasticidades da mensalidade ao longo das 3 décadas em estudo.</li> <li>• A elasticidade da variável de política próxima de zero - Subsidação ineficiente do serviço universal.</li> <li>• Contrariam Riordan (2002).</li> </ul>
Garbacz e Thompson (2003)	Igual a Garbacz e Thompson (1997).  Única diferença: adição à amostra das décadas de 70, 80 e 2000.	Igual a Garbacz e Thompson (1997).	<p>Igual a Garbacz e Thompson (2002).</p> <p>Diferença: utilização adicional de uma variável relativa ao serviço de internet (<b>net</b>).</p>	Igual a Garbacz e Thompson (1997).	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>m</b>: -0.02 a -0.037</li> <li>• <b>cl</b>: -0.008</li> <li>• <b>r</b>: 0.072 a 0.077</li> <li>• <b>pobr</b>: -0.031 a -0.034</li> <li>• <b>cld</b>: -0.047</li> <li>• <b>lifelineup</b>: 0.002</li> <li>• <b>net</b>: 0.01 a 0.034</li> </ul>	Conclusões semelhantes às de Garbacz e Thompson (2002).

Duffy-Deno (2001)	Analisar a procura de redes de acesso adicionais, associadas ao serviço fixo, nos EUA, para o último trimestre de 1998.	Variável binária que assume o valor 1 se, determinada família, subscrevia uma segunda linha de acesso.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Rendimento das famílias.</li> <li>• Subscrição do serviço <i>wireless</i>, televisão, fax, <i>pager</i>.</li> <li>• Variáveis relativas à demografia das famílias e variáveis regionais.</li> </ul>	Igual a Garbacz e Thompson (1997).	Elasticidade-preço média de subscrição de -0.59.	Elasticidade estimada ligeiramente superior às registadas na procura pelo serviço fixo.
-------------------	---	--	--	------------------------------------	--	---

### Procura do serviço móvel e relação entre os serviços:

	Objetivo	Variável dependente	Variáveis explicativas	Modelo	Elasticidades estimadas	Conclusões
Ahn e Lee (1999)	Estimar a procura do serviço móvel em 64 países, utilizando dados relativos a 1998.	<b>Taxa de subscrição</b> , definida probabilisticamente para os vários indivíduos em cada país.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mensalidade (<b>m</b>).</li> <li>• Custo de ligação (<b>cl</b>).</li> <li>• Custo das chamadas locais (<b>cc</b>).</li> <li>• PIB <i>per capita</i> (<b>PIB pc</b>) e termos de elevada ordem.</li> <li>• Número de redes fixas por pessoa (<b>rf</b>).</li> <li>• Taxa de digitalização (<b>td</b>).</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Estimador paramétrico.</li> <li>• Estimador semiparamétrico (DWAD).</li> </ul>	Elasticidade-preço média de subscrição de -0.36	Evidência de relação de complementaridade entre os serviços.
Rodini <i>et al.</i> (2003)	Analisar a relação existente entre os serviços, nos EUA, entre 2000 e 2001, utilizando informação ao nível das famílias.	Definida probabilisticamente: determinada família subscreve o serviço móvel ou uma segunda linha de acesso.	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mensalidade do serviço móvel (<b>ms</b>).</li> <li>• Custo de ligação (<b>cl</b>).</li> <li>• Mensalidade do serviço fixo (<b>mf</b>).</li> <li>• Custo das chamadas locais (<b>cc</b>).</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Método 2SLS.</li> <li>• Logit.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>ms</b>: -0.43 para 2000 e 2001</li> <li>• <b>mf</b>: 0.18 em 2000 e 0.13 em 2001</li> <li>• <b>cl</b>: -0.17 em 2000. Para 2001 não é estatisticamente significativa (0.04).<sup>12</sup></li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Os resultados corroboram as conclusões encontradas em trabalhos anteriores.</li> <li>• Existência de efeito de substituição entre o serviço móvel e fixo.</li> </ul>
Madden e Coble-Neal (2004)	Estudar a relação entre o serviço fixo e móvel, em 56 países, entre 1995 e 2000.	<b>Variação do número de subscritores da rede móvel.</b>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mensalidade do serviço fixo (<b>mf</b>).</li> <li>• Mensalidade do serviço móvel (<b>ms</b>).</li> <li>• PIB pc (<b>r</b>).</li> <li>• Número de redes fixas.</li> <li>• Número de subscritores de rede móvel do período anterior.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Método 2SLS.</li> <li>• Estimador dinâmico de efeitos aleatórios.</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>r</b>: 0.03</li> <li>• <b>ms</b>: -0.05</li> <li>• <b>mf</b>: 0.12</li> </ul>	Evidência de efeito de substituição entre os serviços.

<sup>12</sup> As elasticidades relativas ao custo das chamadas locais são muito próximas de zero, daí a sua exclusão.

Karacuka <i>et al.</i> (2011)	<p>Estimar a procura do serviço móvel na Turquia, empregando informação ao nível das empresas, entre Janeiro de 2002 e Dezembro de 2006.</p> <p>Segmentação do mercado em cartões pré-pagos e pós-pagos.</p>	<p><b>Tráfego móvel</b> (quantidade média procurada de determinada tarifa, num certo período de tempo).</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Mensalidade do serviço fixo (<b>mf</b>).</li> <li>• Mensalidade do serviço móvel (<b>ms</b>).</li> <li>• População total.</li> <li>• PIB pc (<b>r</b>).</li> <li>• Variável dependente desfasada um período.</li> </ul>	Estimador <i>Arellano-Bond</i> (modelo dinâmico em painel).	<ul style="list-style-type: none"> <li>• <b>ms</b>: mercado global: -0.28 no curto-prazo e -0.45 no longo-prazo</li> <li>• <b>ms</b>: mercado pré-pago: -0.36 no CP e -0.33 no LP</li> <li>• <b>ms</b>: mercado pós-pago: -0.20 no CP e -0.72 no LP.</li> </ul>	Evidência de efeito de substituição entre os serviços.
-------------------------------	--	---	--	---	---	--

### Procura de ambos os serviços e relação entre eles:

	Objetivo	Variável dependente	Variáveis explicativas	Modelo	Elasticidades estimadas	Conclusões
Cadima e Barros (2001)	Estimar a procura do serviço fixo e móvel em Portugal, entre 1981 e 1999.	<p><b>Taxa de penetração do serviço fixo.</b></p> <p><b>Taxa de penetração do serviço móvel.</b></p>	<p>Serviço fixo:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Preços de ambos os serviços</li> <li>• PIB pc</li> <li>• Taxa de penetração do serviço móvel</li> <li>• Serviço de internet</li> </ul> <p>Serviço móvel:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Preço do serviço móvel</li> <li>• PIB pc</li> <li>• Taxa de penetração do serviço fixo</li> <li>• <i>Dummy</i> relativa à concorrência</li> </ul>	Método da máxima verosimilhança.	_____	<ul style="list-style-type: none"> <li>• O abrandamento da expansão do serviço fixo vivido em Portugal, resultou da difusão do serviço móvel.</li> <li>• Efeito de substituição com pouca robustez.</li> </ul>
Garbacz e Thompson (2005)	Estimar a procura do serviço fixo (residencial e <i>business</i> ) e do serviço móvel, para países desenvolvidos e em desenvolvimento, entre 1996 e 2001.	<b>Taxa de penetração do serviço fixo</b> (residencial e <i>business</i> ).	<p>Serviço fixo:</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>• Mensalidade.</li> <li>• Custo de ligação.</li> <li>• PIB pc.</li> <li>• % da população a viver em zonas urbanas (<b>dens</b>).</li> <li>• Média de anos de escolaridade da população acima dos 25 anos (<b>escol</b>).</li> <li>• Variável relativa à regulação.</li> <li>• Serviço de internet.</li> </ul>	Método OLS.	_____	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Evidência de complementaridade entre os serviços, quando os contributos anteriores apontam a existência de efeito de substituição.</li> <li>• Os autores negligenciaram a hipótese de os preços</li> </ul>

		<b>Taxa de penetração do serviço móvel.</b>	Serviço móvel: <ul style="list-style-type: none"> <li>Mesmos regressores, com a exceção do serviço de internet.</li> </ul>			serem endógenos. Possibilidade de as elasticidades obtidas serem enviesadas e inconsistentes, daí não reportar as elasticidades estimadas.
Garbacz e Thompson (2007)	Estimar a procura do serviço fixo residencial e móvel, em países em desenvolvimento, entre 1996 e 2003.	<b>Taxa de penetração do serviço fixo.</b>	Remoção da variável relativa à regulação e serviço de internet face a Garbacz e Thompson (2005).	Método 2SLS.	Serviço fixo: <ul style="list-style-type: none"> <li><b>cl:</b> -0.118 a -0.136</li> <li><b>r:</b> 0.291 a 0.476</li> <li><b>dens:</b> 0.613 a 0.685</li> <li><b>escol:</b> 1.375 a 1.607</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>A elasticidade da mensalidade do serviço fixo não é estatisticamente significativa, confirmando Riordan (2002).</li> <li>Efeito de substituição entre os serviços, tendo em conta as elasticidades-cruzadas.</li> </ul>
		<b>Taxa de penetração do serviço móvel.</b>	Igual a Garbacz e Thompson (2005).		Serviço móvel: <ul style="list-style-type: none"> <li><b>m:</b> -0.195 a -1.268</li> <li><b>cl:</b> -0.029 a -0.037</li> <li><b>r:</b> 0.933 a 1.210</li> <li><b>dens:</b> 1.252</li> <li><b>escol:</b> 0.384 a 1.260</li> </ul>	
Hausman e Ros (2013)	Estimar a procura do serviço fixo residencial e móvel para o México.	<b>Taxa de penetração do serviço fixo.</b>	Mensalidade do serviço fixo ( <b>ms</b> ), PIB pc ( <b>rf</b> ), tendência temporal para os anos de 2000 a 2010 e desta tendência temporal ao quadrado.	Método dos momentos (estimador GMM).	<ul style="list-style-type: none"> <li><b>ms:</b> -0.27</li> <li><b>rf:</b> 0.13</li> <li><b>pm:</b> -0.524</li> <li><b>rm:</b> 0.425</li> </ul>	Consumidores mexicanos estão a pagar menos em comparação com os restantes países da amostra, o que se traduz em ganhos no excedente do consumidor, em ambos os serviços. Contrariam previsões de Stryzowska (2012).
		<b>Taxa de penetração do serviço móvel.</b>	Preço do serviço móvel ( <b>pm</b> ) e PIB pc ( <b>rm</b> ).			

### 3. Descrição do mercado do serviço fixo em Portugal

#### 3.1. Oferta do serviço fixo

O serviço telefónico fixo (STF) consiste na oferta ao público do transporte direto de voz, em tempo real e em locais fixos, utilizando-se equipamentos terminais fixos para a realização das chamadas. Não obstante, atualmente, existem equipamentos terminais com alguma mobilidade, existem restrições quanto à distância em que pode ser utilizado o terminal e o local da sua instalação.

Em Portugal, o serviço de telefone fixo é prestado pelo prestador do serviço universal de comunicações eletrónicas e por entidades que dispõem de uma autorização para tal.

De acordo com a entidade reguladora (ICP-ANACOM), o serviço universal encontra-se disponível para todos os consumidores finais, não dependendo da sua localização geográfica e a provisão do serviço ocorre obrigatoriamente a um preço acessível, como definido no Decreto-lei n.º 35/2014, de 7 de março que revogou o Decreto-lei n.º 31/2003, de 17 de fevereiro. O serviço universal engloba os seguintes serviços: (i) *“ligação a uma rede de comunicações pública num local fixo e a prestação de um serviço telefónico acessível ao público através daquela ligação”*; (ii) *“disponibilização de uma lista telefónica completa e de um serviço completo de informações de listas”*; e (iii) *oferta adequada de postos públicos (cabines telefónicas).*”<sup>13</sup>.

Desde 1995, o serviço universal em Portugal era da responsabilidade da *Portugal Telecom* (PT), como estabelecido no Decreto-lei n.º 40/95, de 15 de fevereiro. O contrato de concessão cessava em 2025 mas o estado português e a PT decidiram revogá-lo, tendo o serviço universal passado a ser provisionado pela empresa NOS, a partir de 1 de junho de 2014, com a exceção do serviço universal de oferta de postos públicos em território nacional, que continua na responsabilidade da PT.

---

<sup>13</sup> Informação obtida a 4 de maio de 2015 em [www.anacom.pt](http://www.anacom.pt) (acesso a 4 de maio de 2015).



### 3.2. Caracterização e evolução do setor em Portugal

A construção das primeiras infraestruturas de rede fixa públicas nas cidades de Lisboa e Porto remonta ao ano de 1882, sob a alçada da empresa privada *Edison Gower Bell*. Em 1887, a concessão destas redes foi transferida para a *Anglo-Portuguese Telephone* (APT). Foi precisamente em 1877 que ocorreram as primeiras experiências telefónicas em Portugal, ligando Lisboa e Carcavelos e os observatórios da Escola Politécnica e da Tapada da Ajuda. A concessão das redes públicas de Lisboa e Porto esteve a cargo da APT até 1968, ano em que foi criada a empresa pública *Telefones de Lisboa e Porto* (TLP).

A viragem para o século XX permitiu um desenvolvimento nunca antes visto no setor das telecomunicações e a implementação de novos meios de comunicação que marcaram a vida de todos. Foi no início da década de 90 que se conseguiu aumentar a extensão das redes telefónicas públicas, nomeadamente às cidades de Coimbra, Braga e Setúbal, a cargo da empresa estatal CTT (*Correios, Telégrafos e Telefones*). Nesta época, a utilização do telefone por parte das empresas era quase residual, dada a boa qualidade do serviço de telégrafo. De realçar que a primeira ligação oficial entre Lisboa e Porto data de 11 de abril de 1904.

Os primeiros 20 anos da década de 90 foram marcados pela relativa estagnação do setor, pois viveu-se um período de sucessivas desvalorizações monetárias e escassez de equipamentos, decorrentes da constituição da primeira república em 1910, seguida da primeira grande guerra, o que inviabilizou o desenvolvimento das redes telefónicas.

Importa referir que, entre 1922 e 1925, a empresa *Marconi's Wireless Telegraphy Company* ficou com a concessão de exploração da rádio-telegrafia e telefonia sem fios. Em 1925, foi criada a empresa estatal *Companhia Portuguesa Rádio Marconi* (CPRM), ficando a cargo da exploração da concessão anterior.

A partir de 1923, as redes públicas (cuja exploração estava a cargo dos CTT) e privadas (pertencentes à APT) sofreram uma forte expansão. A título de exemplo, no final desta década, os CTT tinham redes instaladas em cerca de 360 localidades e as ligações com o estrangeiro eram já possíveis para Espanha, Bélgica, Holanda, Itália, Reino Unido e Suíça. A partir de 1930, assistiu-se a uma nova transformação significativa no setor, designadamente nas redes privadas, com a inclusão de centrais

automáticas eletromecânicas, em substituição do trabalho das telefonistas, figuras centrais nas ligações telefónicas até então.

Nestes cerca de 50 anos de existência do serviço de telefone fixo, o número de clientes aumentou exponencialmente, a qualidade na prestação do serviço de telefone fixo melhorou significativamente e começou a desenhar-se o futuro do setor em termos tecnológicos e comerciais.

Com a segunda guerra mundial, viveu-se um novo período de estagnação do setor. Contudo, a procura pelas telecomunicações consolidou-se nas décadas seguintes. Em 1985, conclui-se o processo de automatização das redes telefónicas em todo o país e nas ilhas. Em 1991, foi criada a empresa pública *Teledifusora de Portugal* (TDP), com o objetivo de explorar as infraestruturas de Teledifusão. Um ano mais tarde foi fundada a empresa *Comunicações Nacionais, SGPS, S.A.* (CN). Esta *holding* estatal tinha como principal função gerir todas as participações do estado no setor (CTT, TLP, CPRM e TDP). Ainda em 1992, foi fundada a *Telecom Portugal, S.A.*, passando a ter a concessão de exploração do serviço telefónico no resto do país, antes a cargo dos CTT. A exploração do serviço telefónico nas áreas de Lisboa e Porto continuou a cargo dos TLP. A *Portugal Telecom, S.A.* foi criada em 1994, em resultado da fusão entre a *Telecom Portugal*, os TLP e a TDP.

### **3.3. Liberalização/Desregulação nas telecomunicações**

Nas primeiras décadas de funcionamento, os mercados de telecomunicações caracterizavam-se, a nível mundial, pela existência de monopólios naturais<sup>14</sup>, “protegidos” por regulação nos vários segmentos de atividade. A intervenção governamental ocorria em, praticamente, todas as dimensões da atividade, nomeadamente no controlo ao acesso ao mercado (pela inclusão de barreiras à entrada), preços e quantidades. Dois motivos principais eram apontados para a existência e regulação do mercado das telecomunicações. Um motivo prendia-se com os elevados custos fixos para a construção das infraestruturas necessárias à provisão dos serviços de comunicações, que justificavam a implementação de um monopólio natural, com o

---

<sup>14</sup> Monopólio natural define-se como um monopólio que decorre da natureza das atividades, surgindo quando uma única empresa tem capacidade para fornecer um mercado completo com um nível de custo mais baixo do que se houvesse mais empresas nesse mercado.

intuito de beneficiar das economias de escala. Um segundo motivo estava relacionado com as externalidades positivas associadas ao efeito de rede e a efeitos de “*spillover*”, que fundamentavam as restrições de preços impostas, com o objetivo dos serviços de comunicações se encontrarem disponíveis para toda a população. Era esta a matriz pela qual os governos dos principais países desenvolvidos se regiam e explicavam a existência dos monopólios naturais no mercado das telecomunicações.

Contudo, o progresso tecnológico que se fez sentir a partir da década de 80 permitiu uma redução acentuada dos custos na provisão dos serviços. Adicionalmente, a alteração na estrutura da procura e as ineficiências resultantes do monopólio alteraram por completo o paradigma no mercado das telecomunicações.

Os resultados positivos (aumento da produtividade e reduções de preços), que se registaram no Reino Unido, nos EUA e Japão (países pioneiros na liberalização do setor), contribuíram para a criação de um consenso entre os restantes países desenvolvidos, apontando a liberalização e consequente privatização dos operadores incumbentes como a melhor solução para o setor. Sentia-se que o excesso de interferência governamental e a regulação protetora dos monopólios naturais impedia os consumidores de beneficiarem da inovação tecnológica e que a falta de concorrência atrasava a inovação e a diferenciação dos produtos, o que impedia a redução dos preços dos serviços. A possibilidade de concorrência efetiva no setor deixou de ser uma utopia e passou a ser um objetivo a alcançar.

A nível mundial, a liberalização do setor começou na primeira metade da década 80 e prolongou-se até ao início do século XXI. O *timing* e o padrão da sua implementação variou entre os países. As principais medidas implementadas consistiram na privatização (parcial) dos operadores incumbentes, na eliminação das barreiras à entrada e das restrições ao investimento direto estrangeiro no setor e na crescente adoção de regulação por incentivos, com o objetivo de incentivar a inovação e a eficiência de custos.<sup>15</sup> A privatização dos operadores incumbentes iniciou-se no Reino Unido em 1984, com a privatização da *British Telecom*.

Em Portugal, antes da privatização da única empresa a operar no mercado, a PT, foi criada a entidade reguladora do sector das comunicações em 1981, designada por

---

<sup>15</sup> A regulação pela taxa de retorno, que era a mais aplicada até à data, é uma abordagem de regulação pelos custos, tendo a enorme desvantagem de não incentivar a eficiência.

Instituto das Comunicações de Portugal (ICP)<sup>16</sup>, exercendo a sua ação sob a tutela do ministro responsável pela área das comunicações. Enquanto instituto público com autonomia administrativa e financeira, o ICP iniciou a sua atividade em 1989, tendo como principais objetivos: apoio ao Governo na coordenação, tutela e planeamento do setor e a gestão do espectro radioelétrico. Em 2001, o órgão regulador passou a designar-se por ICP-ANACOM,<sup>17</sup> decorrente de transformações jurídicas, com a finalidade de reforçar a sua coesão enquanto autoridade de regulação e supervisão das comunicações.

A 1 de junho de 1995, iniciou-se a primeira fase de privatização da PT, com a transferência para o setor privado de 27,26% do seu capital social. A *holding* estatal, CN, foi dissolvida neste mesmo ano. Sensivelmente um ano depois, em junho de 1996, realizou-se a segunda fase de privatização, elevando para 49% a participação de privados no capital social da PT. Em outubro de 1997, ocorreu a terceira fase de privatização da PT. O capital social em mãos privadas passou a rondar os 75%. Em 1999, o Estado português alienou mais 13,5% do capital, reduzindo a sua participação para cerca de 11% no operador português. A privatização da empresa estendeu-se até dezembro de 2000 (5ª fase), ficando, assim, o capital da empresa privatizado praticamente na totalidade.

### **3.4. Evolução das taxas de penetração do serviço fixo em Portugal e nos países desenvolvidos**

Nesta secção, comparo a evolução das taxas de penetração do serviço fixo em Portugal e em 11 países desenvolvidos.<sup>18</sup>

---

<sup>16</sup> Decreto-Lei n.º 188/81, de 2 de julho.

<sup>17</sup> Decreto-Lei n.º 309/2001, de 7 de Dezembro.

<sup>18</sup> Alemanha, Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda e Espanha.

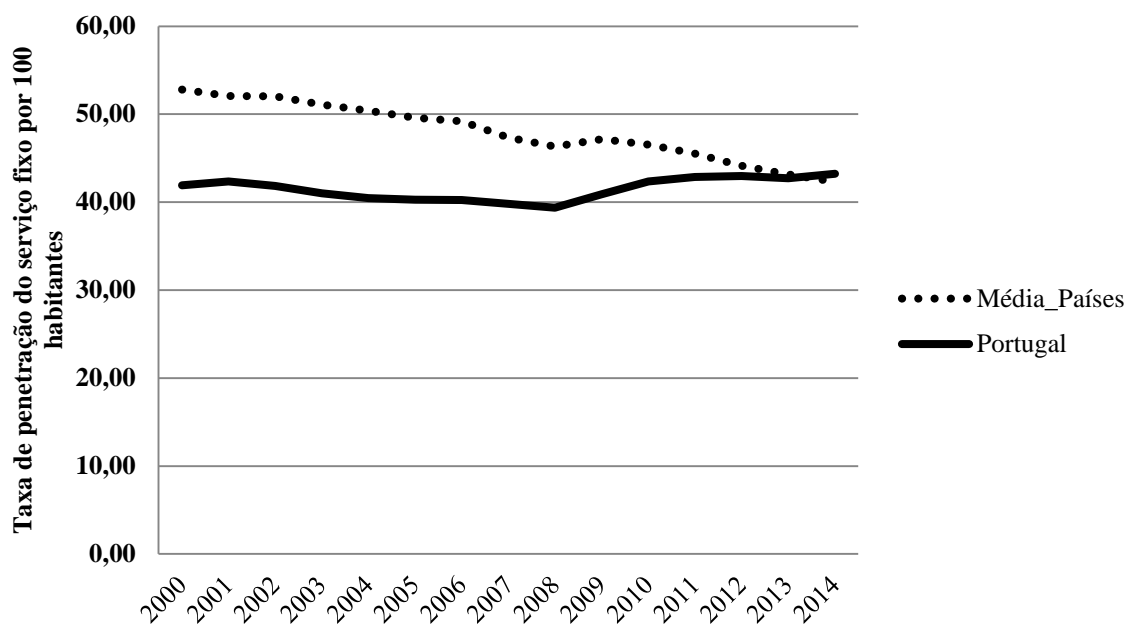


Figura 1. Evolução da taxa de penetração do serviço fixo, entre 2000 e 2013, em Portugal e nos restantes países analisados (média). Fonte: *ITU statistics*.

Na Figura 1, encontra-se a evolução da taxa de penetração do serviço fixo em Portugal e a taxa de penetração média<sup>19</sup> dos 11 países desenvolvidos que serão alvo de análise empírica posterior.

Da análise da Figura 1 constata-se que a taxa de penetração do serviço fixo em Portugal foi inferior à taxa de penetração média dos 11 países desenvolvidos até 2013. Curiosamente, desde 2014, a taxa de penetração do serviço fixo em Portugal é superior à taxa de penetração média dos 11 países considerados na amostra. A principal razão para esta inversão de comportamento na taxa de penetração em Portugal poderá estar associada ao forte crescimento que se tem registado dos serviços de *multiple play*, desde 2009, por parte das famílias, em especial de serviços de *triple play* que englobam o STF, televisão e internet. Entre 2009 e 2014, de acordo com o ICP-ANACOM (2015a), a taxa de adesão a ofertas de *multiple play* pelas famílias portuguesas cresceu cerca de 36 p.p., cerca de 4 p.p. acima da média da UE. De referir que, em 2009, Portugal apresentava uma taxa de adesão a ofertas de *multiple play* cerca de 4 p.p. abaixo da média da UE.

<sup>19</sup> Média aritmética das taxas de penetração do serviço fixo (por cada 100 habitantes) dos 11 países desenvolvidos considerados.

Importa referir que a taxa de penetração do serviço fixo, entre 2000 e 2014, cresceu a uma taxa média anual de 0,22% em Portugal, enquanto que, nos restantes 11 países desenvolvidos em consideração, a taxa de penetração decresceu a uma taxa média anual de -1,57%. No final de 2014, em Portugal, registou-se uma taxa de penetração do serviço fixo de 43,9 por 100 habitantes, o que, de acordo com a entidade reguladora, corresponde ao valor mais elevado desde que esta entidade sintetiza estes dados. Entre 2008 e 2012, registou-se uma redução na taxa de penetração deste serviço em 2,3 p.p. na UE; enquanto que, em Portugal, no mesmo período, assistiu-se a um aumento da taxa de penetração em 4,1 p.p.

### 3.5. Estrutura do mercado e operadores/prestadores

Atualmente, destacam-se quatro grandes empresas a operar no mercado do serviço fixo em Portugal: a *Portugal Telecom*, a *NOS*, a *Vodafone* e o grupo *Altice* (que engloba a *Onitelecom* e a *Cabovisão*). Estas quatro entidades satisfazem mais de 90% do mercado.

Em 2014, de acordo com o ICP-ANACOM (2015a), existiam: 17 prestadores habilitados mas apenas 13 deles estavam ativos (i.e., efetivamente registaram tráfego); e 113 ofertas residenciais diferentes que incluíam o STF (mais 20 do que em 2013). Entre as várias ofertas comerciais, 91,2% eram integradas em pacotes (serviço de *multiple play*), ou seja, apenas 8,8% ofereciam em exclusivo o STF. A mensalidade média das ofertas em pacote que incluíam o STF variava entre os 26,04 e os 63,50 euros.

Nos Quadros 2 e 3, apresento a evolução das quotas de mercado no tráfego nacional e internacional, entre 2006 e o 1º trimestre de 2014. Os dados são apresentados na forma de intervalos de variação dado que é desta forma que a entidade reguladora disponibiliza a informação, alegando motivos de confidencialidade. Esta informação engloba os clientes de acesso direto, indireto, os postos públicos e os serviços de VoIP.<sup>20</sup> Até 2012, apresentam-se as quotas de mercado da *ZON* e da *Optimus* em separado, último ano em que as empresas operaram no mercado de forma independente. O grupo *Altice* engloba as quotas de mercado da *Cabovisão* e da *Onitelecom* desde 2006

---

<sup>20</sup> De acordo com a ANACOM, (...) “é uma tecnologia que permite ao utilizador estabelecer chamadas telefónicas através de uma rede de dados como a Internet, convertendo um sinal de voz analógico num conjunto de sinais digitais, sob a forma de pacotes com endereçamento IP, que podem ser enviados, designadamente, através de uma ligação à Internet.” (anacom.pt, acedido em [13.05.15]).

até ao 1º trimestre de 2014, apesar da aquisição da *Cabovisão* ter ocorrido em 2012 e a da *Onitelecom* em 2013 (opção do autor).

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	1ºT_2014
PT	50-85	50-85	50-85	35-75	35-75	35-75	25-65	35-65	35-65
ZON	0-5	0-5	5-10	10-20	10-20	10-20	20-30	-	-
Optimus	5-10	10-20	10-20	10-20	10-20	10-20	10-20	-	-
NOS	-	-	-	-	-	-	-	30-40	30-40
Vodafone	0-5	0-5	0-5	5-10	5-10	5-10	5-10	5-10	5-10
Grupo Altice	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10
Outros prestadores	10-20	5-10	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5

Quadro 2. Quotas de mercado (%) no tráfego **nacional** dos principais operadores.  
Fonte: ICP-ANACOM e cálculos do autor.

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	1ºT_2014
PT	45-80	45-80	55-90	55-90	40-80	40-80	30-70	40-70	40-70
ZON	0-5	0-5	0-5	0-5	10-20	10-20	20-30	-	-
Optimus	5-10	10-20	10-20	10-20	10-20	10-20	10-20	-	-
NOS	-	-	-	-	-	-	-	30-40	30-40
Vodafone	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5
Grupo Altice	5-15	5-15	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10	0-10
Outros prestadores	10-20	5-10	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5	0-5

Quadro 3. Quotas de mercado (%) no tráfego **internacional** dos principais operadores.  
Fonte: ICP-ANACOM e cálculos do autor.

Como se depreende dos Quadros 2 e 3, a *Portugal Telecom* é o operador líder no mercado do serviço fixo, quer no tráfego nacional quer no tráfego internacional. Porém, desde 2006, a PT tem vindo sistematicamente a perder quota de mercado, em consequência do reforço de posição da *ZON*, da *Optimus* e da *Vodafone*.

No Quadro 4, considera-se somente as quotas de clientes de acesso direto, ou seja, linha telefónica necessária à provisão do serviço detida pelo prestador do STF.

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
PT	68,3	63,9	57,6	54,4	52,5	52,0	51,5	49,8
ZON	0,1	5,0	13,6	18,6	21,6	24,1	-	-
Optimus	16,5	17,0	16,6	14,8	14,3	12,6	-	-
NOS	-	-	-	-	-	-	36,0	35,0
Vodafone	1,4	3,1	4,1	4,2	4,3	4,4	6,1	9,5
Grupo Altice	7,6	7,5	7,3	7,0	6,9	6,6	6,1	5,5
Outros prestadores	6,1	3,5	0,8	1,0	0,4	0,3	0,3	0,2

Quadro 4. Evolução das quotas de clientes de acesso direto (%), entre 2007 e 2014, para os principais operadores nacionais. Fonte: ICP-ANACOM.

Em 2014, pela primeira vez, a quota de clientes diretos da PT atingiu um valor abaixo dos 50%. Não obstante, a PT continua a deter a maior quota de clientes de acesso direto. O principal operador alternativo é a *NOS*, com uma quota de clientes de acesso direto de 35% em 2014. Até à fusão entre a *ZON* e a *Optimus*, a 27 de agosto de 2013, o principal concorrente da PT era a *ZON*. A *Vodafone* tem vindo consecutivamente a conquistar quota de clientes de acesso direto, tendo aumentado a sua quota em 8,1 p.p., entre 2007 e 2014. Por seu turno, o Grupo *Altice*, perdeu 2,1 p.p. de quota de clientes de acesso direto.

A conclusão que a PT perdeu quota de mercado é reforçada pela análise das quotas de tráfego. A desregulação do setor, que resultou na eliminação do monopólio natural da PT, aumentou a concorrência de tal forma que se regista consecutivamente uma redução da quota de tráfego da PT. No quadro seguinte encontra-se a evolução das quotas de tráfego de voz do STF entre 2007 e 2014.

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
PT	67,3	65,1	61,3	59,8	56,4	52,8	51,9	50,5
ZON	0,1	4,2	10,3	14,5	18,6	23,4	-	-
Optimus	14,5	14,2	14,6	12,4	12,5	11,3	-	-
NOS	-	-	-	-	-	-	35,0	33,3
Vodafone	3,8	5,2	6,2	5,9	5,5	5,9	7,1	9,7
Grupo Altice	6,2	6,1	5,8	5,8	5,9	5,5	4,9	4,4



Outros prestadores	8,1	5,2	1,8	1,6	1,1	1,1	1,1	2,1
--------------------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

Quadro 5. Evolução das quotas de tráfego de voz do STF (%), entre 2007 e 2014, para os principais operadores nacionais. Fonte: ICP-ANACOM.

Analisando o Quadro 5, as conclusões são semelhantes às retiradas aquando da análise do Quadro 4. A PT tem vindo a perder quota de tráfego de voz. A *Optimus* era, até 2009, o principal concorrente nas quotas de tráfego de voz, sendo ultrapassada em 2010 pela *ZON*. Com a fusão destes dois operadores, a *NOS* é atualmente o principal concorrente da PT. De realçar ainda que a *Vodafone* tem vindo a ganhar quota: entre 2007 e 2014, a sua quota de tráfego de voz aumentou 5,9 p.p. O Grupo *Altice* perdeu perto de 2 p.p. de quota de tráfego de voz, entre 2007 e 2014.

A partir da leitura dos Quadros 2 - 5, conclui-se que a entrada e o reforço de posição de novos operadores no mercado do serviço fixo tem reduzido o poder de mercado que a PT evidenciou durante vários anos. No final de 2012, a quota de tráfego de voz do principal operador do STF em Portugal (PT) correspondia à décima segunda quota mais baixa de entre os operadores líderes dos países da UE. No Quadro 6 apresento a evolução da posição relativa da quota de tráfego de voz da PT no contexto da UE.

	2007	2008	2009	2010	2011	2012
Quota de tráfego de voz da PT	11ª menor quota	7ª menor quota	8ª menor quota	11ª menor quota	13ª menor quota	12ª menor quota

Quadro 6. Evolução da posição relativa da quota de tráfego da PT, entre 2007 e 2012, no contexto da UE. Fonte: ICP-ANACOM.

Para analisar a concentração do mercado do STF, recorre-se habitualmente ao índice de Herfindahl-Hirshman, IHH. O índice IHH é uma medida de concentração, definido como  $IHH = \sum_{i=1}^n s_i^2$ , onde  $s_i$  é a quota de mercado da empresa  $i$  e  $n$  o número total de empresas presentes no mercado. O índice varia entre  $1/n$  (mínima concentração – quando  $n$  é infinito, a concentração é nula, traduzindo a situação de concorrência perfeita) e 1 (máxima concentração – situação de monopólio).

No Quadro 7, apresentam-se os valores para o índice IHH, entre 2006 e 2013. O índice foi calculado pela Anacom e tem em conta todos os operadores e respetivas quotas de mercado no setor do serviço fixo.<sup>21</sup>

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
IHH	6300	5400	5000	4400	4100	3900	3800	4300

Quadro 7. Evolução da concentração do mercado fixo em Portugal (2006 – 2013).

Fonte: ICP-ANACOM.

Para avaliar o nível de concentração global num determinado mercado, a Comissão Europeia, órgão executivo da União Europeia, utiliza frequentemente o índice IHH. De acordo com esta entidade, se o índice IHH é superior a 1800, o mercado é considerado muito concentrado; se o índice IHH estiver entre 1000 e 1800, considera-se que o mercado é moderadamente concentrado. A partir da observação do Quadro 7, concluiu-se que, entre 2006 e 2013, o mercado do serviço fixo português apresentou uma estrutura de mercado muito concentrada, dado que o índice IHH foi sempre superior a 1800. O índice IHH diminuiu entre 2006 e 2012, como resultado da perda de quota de mercado da PT e do cimentar de posição de alguns operadores como a *Vodafone*, a *ZON* e a *Optimus*. Com a aquisição por parte do grupo *Altice* da *Cabovisão*, em 2012, e da *Onitelecom*, em 2013, e ainda a fusão entre a *Optimus* e a *ZON*, reduziu-se o número de operadores no mercado, o que se traduziu num aumento do nível de concentração em 2013, daí o acréscimo do índice IHH entre 2012 e 2013 (ICP-ANACOM, 2013b).

### 3.6. Procura do serviço fixo

Nesta secção, caracterizo o perfil do consumidor nacional (residencial) do serviço de telefone fixo. Importa começar por referir que existem dois mercados retalhistas: um mercado vocacionado para o segmento empresarial e um mercado direcionado para o segmento residencial. A análise empírica que levarei a cabo posteriormente centra-se no mercado residencial, pelo que não caracterizarei o perfil dos consumidores não

<sup>21</sup> Multipliquei os coeficientes por 10 000, com o intuito de poder classificar o nível de concentração da mesma forma que a Comissão Europeia.

residenciais (empresas). Além disso, como se pode constatar na Figura 2, entre 2001 e 2014, mais de 80% dos utilizadores do serviço de telefone fixo eram residenciais (agregados familiares ou particulares).

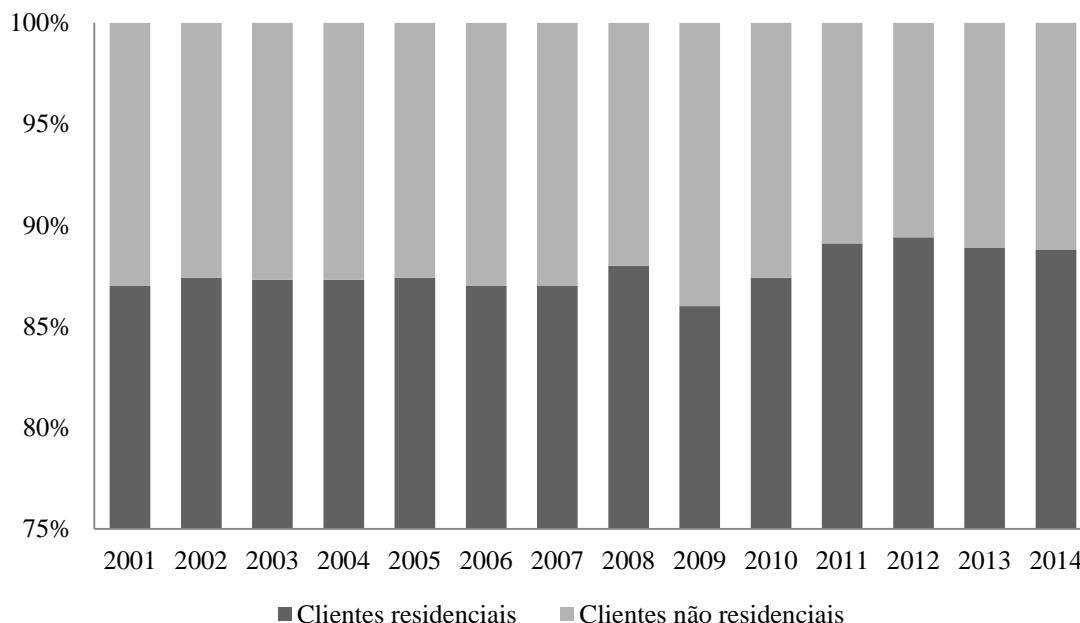


Figura 2. Evolução do número de clientes residenciais e não residenciais em Portugal, entre 2001 e 2014. Fonte: ICP-ANACOM.

Entre 2001 e 2014, as percentagens de clientes residenciais e não residenciais mantiveram-se sensivelmente constantes: registou-se um acréscimo, entre 2001 e 2014, de 1,8 p.p. no número de clientes residenciais.

Em 2014, de acordo com o ICP-ANACOM (2015a), a taxa de penetração do STF, em termos de famílias clássicas<sup>22</sup>, situava-se nos 83,7 por cada 100 famílias. Registam-se diferenças significativas entre a taxa de penetração do STF (em termos de famílias clássicas) ao longo do território nacional, quando segmentado por NUTS II.<sup>23</sup> Em 2014, a região norte apresentava a taxa de penetração mais baixa, com 77,2 acessos por cada 100 famílias; enquanto que a região autónoma dos Açores apresentava o valor mais elevado (93,4 acessos por cada 100 famílias).

<sup>22</sup> De acordo com o INE, uma família clássica corresponde ao “conjunto de pessoas que residem no mesmo alojamento e que têm relações de parentesco (de direito ou de facto) entre si, podendo ocupar a totalidade ou parte do alojamento. Considera-se também como família clássica qualquer pessoa independente que ocupe uma parte ou a totalidade de uma unidade de alojamento.” (ine.pt, acedido em [04.05.15]).

<sup>23</sup> Nomenclatura das unidades territoriais para fins estatísticos (NUTS).

De acordo com o ICP-ANACOM (2015a), a idade e a dimensão do agregado familiar condicionam positivamente a taxa de penetração do STF. Entre os clientes residenciais, observa-se um maior número de subscrições para o grupo de indivíduos com mais de 65 anos, diminuindo à medida que se desce nos escalões etários. Em 2014, em média, 83,1% dos lares com 4 ou mais indivíduos detinham o STF. Em residências com apenas um indivíduo, o valor correspondia a 64,3%.

Para melhor caracterizar o perfil dos utilizadores do STF em Portugal, a entidade reguladora levou a cabo uma análise de *clusters*, considerando uma amostra de 3509 observações (cada observação corresponde a informação sobre um determinado lar) referente ao 4º trimestre de 2013. De acordo com o ICP-ANACOM (2014a), em 2013, identificavam-se três grupos de lares com perfis distintos.<sup>24</sup>

1. Num primeiro grupo, encontravam-se as famílias que utilizavam de forma exclusiva o STF ou por vezes a subscrição ocorria em conjunto com o STM e/ou de televisão. A subscrição do serviço de internet era quase residual. Os agregados familiares, em média, eram de reduzida dimensão (88,2% destas famílias eram constituídas, no máximo, por dois indivíduos) e constituídos por pessoas mais idosas (75,3% dos elementos tinham idade igual ou superior a 65 anos), de baixos rendimentos (90,8% dos indivíduos pertenciam à classe média baixa ou baixa) e escolaridade (79,9% dos elementos tinham, no máximo, o 1º ciclo). Os representantes destas famílias eram, maioritariamente, reformados ou desempregados (89,2%).

2. O segundo grupo era constituído pelas famílias que usavam o STF em conjunto com a internet, televisão e o STM. Maioritariamente, estas famílias detinham o STF em virtude da subscrição de um serviço de *multiple play*. Os agregados familiares deste grupo, em média, eram constituídos por 3 ou mais indivíduos (61,0%) e de rendimentos e escolaridade elevados (60,8% destas famílias pertenciam à classe alta, média alta ou média e, 67,3% dos indivíduos tinham o ensino secundário ou superior); geralmente residiam nas grandes cidades, sobretudo na grande Lisboa (28,1%); os respondentes destas famílias estavam a estudar (11,1%) ou a trabalhar (61,7%).

---

<sup>24</sup> Importa sublinhar que a ANACOM-ICP não indicou a proporção de cada grupo no total da amostra.

3. Finalmente, o terceiro grupo englobava os lares que usavam com pouca intensidade ou não dispunham sequer do STF. Estas famílias preferiam subscrever o STM em detrimento do STF; residiam, maioritariamente, na região norte (20,4%) e caracterizavam-se pela detenção de um nível de escolaridade intermédio (39,4% dos indivíduos tinha o 2º e 3º ciclos do ensino básico); os respondentes encontravam-se, essencialmente, a trabalhar (68,9%).

## **4. Descrição do mercado do serviço móvel em Portugal**

### **4.1. Caracterização e evolução do setor nos países desenvolvidos**

O serviço telefónico móvel (STM) consiste num serviço público de comunicações, que permite a transmissão direta da voz e de outros dados, em tempo real, e em que os equipamentos terminais utilizados são móveis, não existindo uma limitação quanto à distância entre os agentes, ao contrário de alguns equipamentos associados ao serviço de telefone fixo. O serviço é prestado por operadores que dispõem de licença ou por entidades que suportam os serviços em redes de operadores licenciados (operadores móveis virtuais, também designados por *Mobile Virtual Network Operators*, MVNO).

A primeira chamada registada a partir de um equipamento móvel ocorreu em 1973, quando Martin Cooper, trabalhador da empresa *Motorola*, efetuou uma chamada nos EUA. Porém, o primeiro programa a ser comercializado, que permitia realizar chamadas móveis, surgiu apenas em 1979, tendo sido desenvolvido pelo operador Japonês NTT DoCoMo. Desde então, as tecnologias das comunicações móveis desenvolveram-se em sucessivas gerações. A 1ª geração apareceu em 1982; a tecnologia de 2ª geração começou a ser utilizada nos principais países europeus nos finais da década de 80; a tecnologia de 3ª geração, introduzida em 1998, ainda é utilizada massivamente em alguns países europeus, como Portugal, apesar da tecnologia de 4ª geração já ter sido lançada em 2008. A passagem de uma geração tecnológica para a seguinte é, essencialmente, caracterizada por melhorias na capacidade de utilização dos equipamentos móveis.

O serviço móvel condiciona significativamente o quotidiano de praticamente todas as pessoas nos países desenvolvidos. Desde a sua introdução na Europa e nos EUA, no início da década de 80, a taxa de penetração do serviço móvel tem crescido exponencialmente, superando atualmente mesmo as taxas de penetração do serviço fixo na maioria dos países desenvolvidos. Numa fase inicial, o sucesso do serviço móvel ocorreu principalmente nos países escandinavos, em particular na Finlândia e na Suécia. Nestes países, a taxa de penetração do serviço móvel rapidamente ultrapassou a taxa de penetração do serviço fixo. As principais justificações apontadas para o sucesso do serviço móvel nestes países são a falta de subsídios ao serviço fixo e o elevado custo de

utilização (prestação mensal) do serviço fixo, tornando o serviço móvel mais acessível que o serviço fixo. Situação oposta observava-se nos EUA, em que os preços do serviço fixo eram inferiores aos praticados no serviço móvel. Consequentemente, o crescimento do número de subscritores do serviço móvel tem sido mais lento nos EUA que nos principais países europeus.

A diminuição dos preços do serviço móvel tem sido fundamental para o aumento da taxa de penetração do serviço. A liberalização/desregulação do setor, iniciada na década de 80 com o objetivo de eliminar as situações de monopólios naturais no mercado do serviço fixo e reduzir as barreiras à entrada no mercado do serviço móvel, tem contribuído profundamente para o crescimento acentuado do serviço móvel nos principais países europeus. A desregulação no mercado móvel, ao fomentar a concorrência no setor, tem conduzido a aumentos da produtividade e, consequentemente, a reduções dos preços e aumento da qualidade na prestação do serviço. A desregulação e o progresso tecnológico vivido no setor ao longo das últimas décadas permitem explicar o crescimento sustentado do número de subscritores do serviço móvel a nível mundial.

Na Figura 3, encontra-se a evolução das taxas de penetração do serviço fixo e móvel na UE\_15<sup>25</sup> e nos EUA entre 2000 e 2013. Importa sublinhar que uma taxa de penetração por cada 100 habitantes superior a 100 significa que existem consumidores que utilizam mais do que um equipamento móvel.

---

<sup>25</sup> Alemanha, Áustria, Bélgica, Dinamarca, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Portugal, Reino Unido e Suécia.

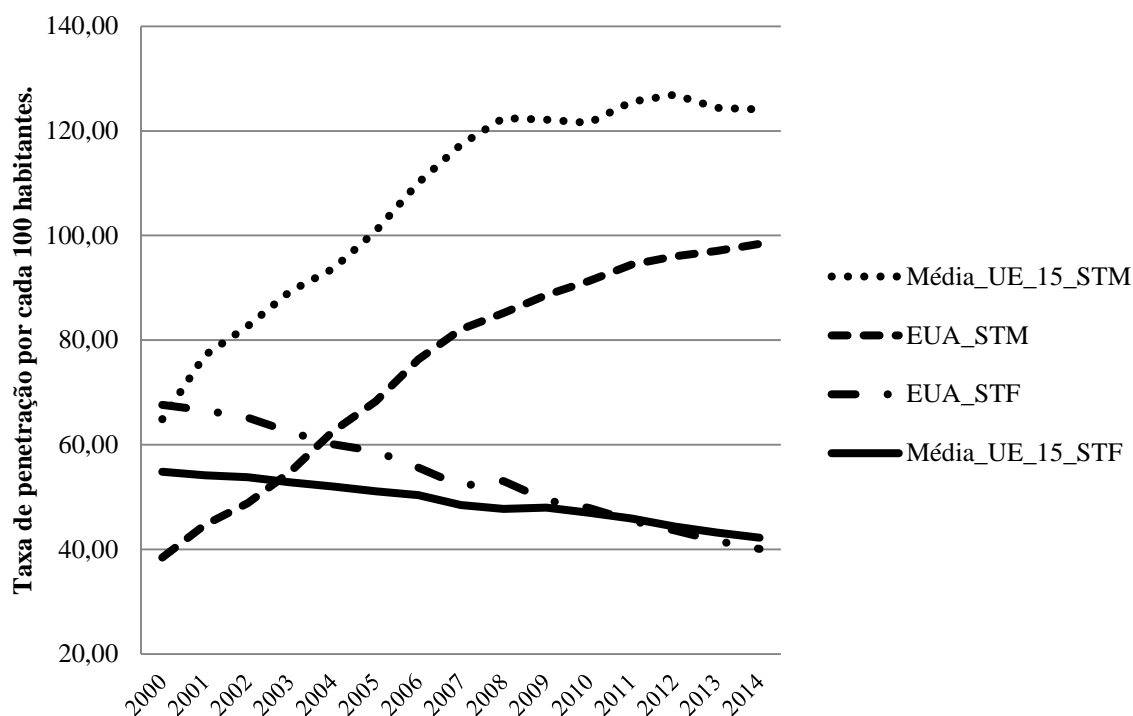


Figura 3. Evolução das taxas de penetração do serviço fixo e móvel nos EUA e na UE a 15 países entre 2000 e 2014. Fonte: ITU statistics.

Da análise da Figura 3, constata-se que, na UE a 15 países, a taxa de penetração do serviço móvel ultrapassou a taxa de penetração do serviço fixo ainda antes da mudança de século, enquanto que nos EUA tal só aconteceu em 2004. A taxa de penetração do serviço móvel apresenta uma tendência crescente, enquanto que a taxa de penetração do serviço fixo apresenta uma tendência decrescente. A diferença entre o número de subscritores dos dois serviços é, portanto, cada vez mais significativa, quer na Europa quer nos EUA.

#### 4.2. Caracterização e evolução do setor em Portugal

Em Portugal, o STM começou a ser prestado em 1989 pelos *Correios de Portugal, S.A.* (CTT) em associação com os *Telefones de Lisboa e Porto* (TLP). A empresa *Telecomunicações Móveis Nacionais, S.A.* (TMN), atual líder do mercado, foi criada a 22 de março de 1991. Neste mesmo ano, a entidade reguladora, ANACOM, realizou um concurso público para atribuição de uma licença adicional para a prestação do serviço móvel, tendo sido atribuída à *Telecel*, que iniciou a prestação do serviço um ano depois.



A partir de janeiro de 2001, esta empresa passou a designar-se *Telecel-Vodafone*, decorrente da fusão, em janeiro de 1999, entre a *AirTouch Communications Inc.* e a *Vodafone Group PLC*. Posteriormente, em outubro de 1999, a empresa adotou a designação de *Vodafone Portugal*, que vigora no momento presente.

Em 15 de julho de 1997, foi aberto um novo concurso público para atribuição de uma licença extra para a prestação do serviço. O concurso foi ganho pela *Optimus*, que iniciou a sua atividade em agosto de 1998.

As licenças para os serviços comerciais de 3ª geração foram atribuídas em dezembro de 2000 a quatro entidades: *Telecel* (atual *Vodafone*), à *TMN* (atual *MEO*), à *OniWay* (que não chegou a iniciar atividade, dado que a sua licença foi revogada em 2003, como requerido pelo operador) e à *Optimus* (atual *NOS*). Os serviços de 3ª geração foram lançados em Portugal apenas no ano de 2004.

O ano de 2007 constituiu um marco importante para o mercado móvel português, em resultado da entrada do primeiro operador móvel virtual (MVNO) no mercado. De acordo com a Deliberação de 9.2.2007 da ANACOM, os operadores móveis virtuais são entidades que *“possuem clientes diretos, isto é, são responsáveis exclusivos pela relação com os utilizadores finais, assegurando diretamente, perante estes e perante o ICP-ANACOM, o cumprimento das regras de proteção dos utilizadores e assinantes específicas do sector das comunicações eletrónicas (...) e concebem e colocam no mercado uma oferta retalhista própria, tendo a liberdade de a diferenciar da do operador em que se suportam, definindo a sua própria estratégia comercial.”* Depreende-se, portanto, que os MVNO não dispõem de infraestruturas próprias, i.e., de uma rede própria. A sua atividade é suportada em meios fornecidos pelos operadores de rede detentores dos respetivos direitos de utilização. No Quadro 8 encontra-se uma cronologia relativa à entrada dos operadores móveis virtuais (MVNO) no mercado português.

Operadores MVNO	Início de atividade	Rede de suporte
CTT - Correios de Portugal, S.A.	2007	TMN
Zon - TV Cabo Portugal, S.A.	2008	Suportado na rede da Vodafone até 18 de Dezembro de 2013 e, desde então, na rede Optimus, na sequência da fusão das duas empresas.
Lycamobile Portugal, Lda.	2012	Vodafone

Mundio Mobile Portugal Lda.	2013	Optimus
-----------------------------	------	---------

Quadro 8. Entrada dos MVNO no mercado móvel português. Fonte: ICP-ANACOM (2014a).

Os serviços comerciais de 4ª geração foram lançados entre março e abril de 2012 pelos três operadores de rede presentes no mercado (MEO, Vodafone e NOS). No entanto, estes serviços ainda apresentam uma cobertura restrita e a sua utilização está dependente das características dos equipamentos móveis dos consumidores.

A 27 de agosto de 2013, ocorreu a fusão entre as empresas Zon Multimédia, SGPS, S.A. e a Optimus SGPS, S.A., dando origem à empresa NOS. A Autoridade da Concorrência emitiu uma decisão de não oposição à referida fusão, mas impôs compromissos a serem respeitados pelas empresas em causa. Um desses compromissos foi o prolongamento do prazo de vigência do acordo de partilha de rede de fibra ótica entre a Vodafone e a Optimus, assinado em 2010, com o intuito desta (da Vodafone) continuar a ter acesso à infraestrutura de rede da Optimus. A negociação de um acordo de opção de compra da rede de fibra ótica com a Vodafone era outro dos compromissos. Além destes compromissos, a Vodafone assinou um acordo de partilha de rede de fibra ótica com a Portugal Telecom (PT), em julho de 2014, com o objetivo de expansão da rede a mais famílias.

Decorrente da fusão entre a Optimus e a Zon e deste acordo com a Portugal Telecom, a Vodafone tem conseguido reforçar a sua posição no mercado de *multiple play*.<sup>26</sup> Centrando a análise nos serviços de *triple play* (i.e., em pacotes que incluem voz fixa, internet e televisão), a quota de mercado da Vodafone no final de 2013 era de apenas 4,5%, contra os 8,8% no final de 2014. Este acréscimo registado não é, contudo, dissociável da fusão e do acordo assinado com a PT, em 2014.

A 27 de janeiro de 2014, a TMN passou a designar-se por MEO. O objetivo da Portugal Telecom (acionista maioritário da TMN) para a alteração do nome da marca era passar a ter apenas uma única marca direcionada para o segmento de consumo dentro do mercado das telecomunicações, i.e., deixou de existir a PT para o serviço fixo e a TMN para o serviço móvel, uniformizando-se para MEO.

<sup>26</sup> Combinações de serviços de telecomunicações (voz, dados e multimédia) no mesmo pacote, com cobrança de um único preço.

Passarei agora a analisar a taxa de penetração do serviço móvel em Portugal e a compará-la com a taxa de penetração média<sup>27</sup> dos 11 países desenvolvidos<sup>28</sup> que serão alvo da análise empírica que levarei a cabo posteriormente.

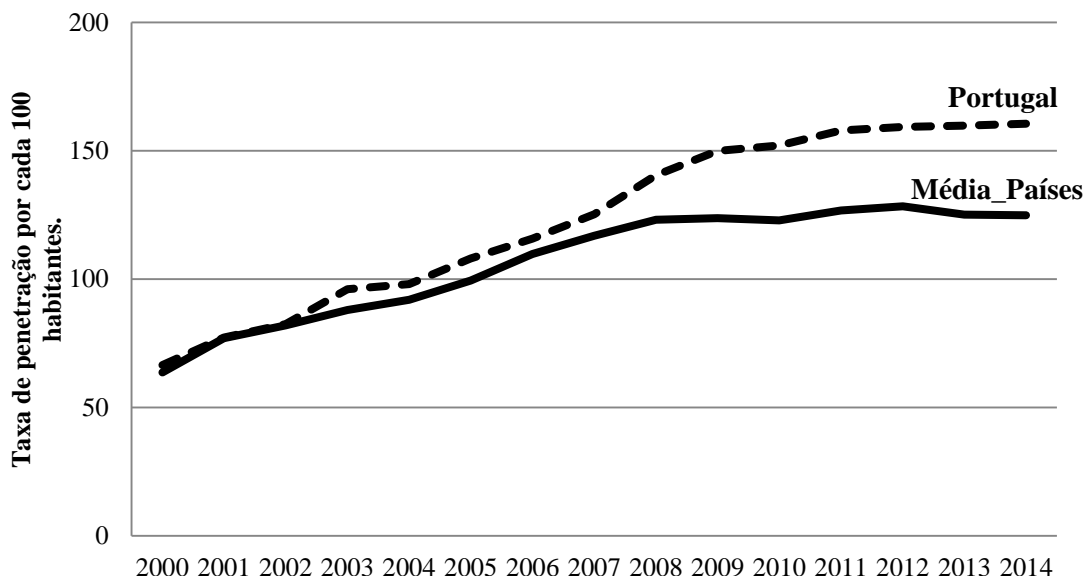


Figura 4. Evolução da taxa de penetração do serviço móvel em Portugal e nos restantes 11 países analisados (média), entre 2000 e 2014. Fonte: ICP-ANACOM e ITU statistics.

Os valores registados para a taxa de penetração do serviço móvel correspondem à taxa de penetração total (cartões ativos, i.e., que estão habilitados a usufruir dos serviços). A título de exemplo, em 2014, se considerássemos apenas as estações móveis com utilização efetiva (i.e., as que efetivamente utilizaram um dos serviços contratados), a taxa de penetração seria apenas de 124,9 por 100 habitantes. Se se excluíssem também as placas/modem de acesso à internet e as estações móveis afetas ao serviço *machine-to-machine*<sup>29</sup>, a taxa de penetração seria apenas de 114,1.

Como se observa na Figura 4, desde 2002, a taxa de penetração do serviço móvel em Portugal supera a taxa de penetração média dos 11 países desenvolvidos considerados na amostra. De realçar ainda que a diferença entre Portugal e a média dos países tem aumentado ao longo do tempo. Entre 2000 e 2014, a taxa de penetração do serviço

<sup>27</sup> Média aritmética das taxas de penetração do serviço móvel (por cada 100 habitantes).

<sup>28</sup> Alemanha, Áustria, Bélgica, Espanha, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Irlanda, Itália e Luxemburgo.

<sup>29</sup> Serviços que permitem a transferência de dados entre máquinas e entre máquinas e pessoas. Inclui, por exemplo, terminais de pagamento automático com recurso à rede móvel, equipamentos de tele-alarme, telemedicina, telemetria e telemática.

móvel cresceu a uma taxa média anual de 6,5% em Portugal, contra os 4,9% nos restantes 11 países desenvolvidos.

Finalmente, importa mencionar que o mercado móvel português encontra-se segmentado em: (i) planos pré-pagos, relativos aos utilizadores que, para poderem usufruir do serviço, têm de efetuar carregamentos antes da prestação do serviço; (ii) planos pós-pagos, em que o consumo é cobrado após a prestação do serviço, habitualmente no final de cada mês; e (iii) planos combinados/híbridos, que são um *mix* dos planos anteriores, no sentido em que existe uma componente fixa, paga *ex-ante*, e uma componente variável, paga *ex-post*, dependendo do padrão de consumo efetivo.

No Quadro 9, encontra-se a percentagem das estações móveis dos vários tipos de planos tarifários. No caso dos planos híbridos, a informação só se encontra disponível a partir de 2010, quando a sua utilização deixou de ser residual.

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Planos pré-pagos	79	79	80	81	80	76,7	76	70	71,8	71,8	71,5	67,8	57,2
Planos pós-pagos	21	21	20	19	20	23,3	24	30	17	14,6	13,9	14,8	18,2
Planos híbridos	-	-	-	-	-	-	-	-	11,2	13,6	14,6	17,4	24,6

Quadro 9. Evolução dos planos tarifários (%) do serviço móvel em Portugal (2002-2014).  
Fonte: ICP-ANACOM.

Em Portugal, a maior fatia dos consumidores encontra-se no mercado pré-pago. Porém, com a difusão dos serviços de *bundling*, tem-se observado uma migração de consumidores para o mercado pós-pago, uma vez que este é o tipo de tarifário móvel preferencialmente oferecido aquando da aquisição de um serviço de *bundling*. De referir que a primeira oferta de *bundling* em Portugal surgiu em 2001, suportada na rede de distribuição da *TV Cabo* (que, desde 2014, se denomina NOS). Desde essa data, os restantes operadores de rede lançaram ofertas de *multiple play*.

No final de 2010, o mercado pré-pago correspondia a 71,8% das estações móveis ativas em Portugal, que compreendem os vários tarifários. Por sua vez, no final de 2014, a proporção de assinantes pré-pagos atingiu um mínimo histórico, com um valor de 57,2%.<sup>30</sup>

<sup>30</sup> Dados obtidos no site <http://www.anacom.pt/render.jsp?contentId=1349211#.VRFPZvmsWSo> [acedido em 28.04.15].

### 4.3. Estrutura de mercado e operadores/prestadores em Portugal

Nesta secção, analisarei a concentração do mercado móvel com recurso ao índice de Herfindahl-Hirshman, IHH. Até 2005, a ANACOM disponibilizava valores para este índice de concentração para o mercado das telecomunicações móveis em Portugal. O índice era calculado usando três variáveis diferentes: (i) quotas referentes ao número de assinantes; (ii) minutos totais com origem móvel; e (iii) receitas. Desde 2005, a entidade reguladora deixou de reportar o índice de concentração IHH. No entanto, tendo como base os relatórios de contas dos três principais operadores de rede (Vodafone, TMN - MEO e a Optimus - NOS), calculei o índice IHH usando o número de assinantes. A opção por esta medida de penetração no mercado prendeu-se com a maior facilidade na recolha da informação. Negligenciei os operadores móveis virtuais, uma vez que não tive acesso à informação que necessitava para tal cálculo. Porém, atendendo à reduzida quota de mercado conjunta destes operadores (ver Quadro 10), é bastante plausível que o argumento de que o mercado móvel português é muito concentrado continue válido, mesmo com a não inclusão destes operadores. Adicionalmente, é expectável que, em 2014, a concentração do mercado aumente ainda mais, em resultado da fusão entre a Optimus e a Zon.

No Quadro 10, encontra-se a evolução da quota de mercado conjunta dos operadores móveis virtuais em Portugal, entre 2007 e 2013.

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Quota de mercado total dos MVNO	≈ 1	≈ 1	≈ 1	1,2	1,4	1,4	3,3	2,2
Número de MNVO	1	2	2	2	2	3	4	4

Quadro 10. Evolução da quota de mercado (%) conjunta dos MVNO em Portugal (2007-2013). Fonte: ICP-ANACOM.

A quota de mercado dos MVNO é pouco expressiva, tendo-se mantido próxima de 1% entre 2007 e 2012. Em 2013, registou-se um valor mais elevado, embora seja ainda residual, quando comparado com as quotas de mercado dos três principais operadores de rede.

No Quadro 11, encontram-se os valores para o índice IHH entre 1997-2013. Constata-se que o índice IHH diminuiu significativamente com a entrada da *Optimus* em 1998, mantendo-se relativamente estável desde 2005.

De acordo com a Comissão Europeia, o mercado móvel português é muito concentrado, pois o índice IHH foi sempre superior a 1800.

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
IHH	7000	4200	3700	3600	3800	3900	3800	3900	3900

	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
IHH	3600	3600	3600	3600	3500	3500	3600	3700	-

Quadro 11. Evolução da concentração do mercado móvel em Portugal (1997-2013).

Fonte: ICP-ANACOM e cálculos próprios.

Por último, apresento um gráfico relativo à evolução das quotas de mercado, em termos de número de assinantes, entre 2006 e 2014. A quota de mercado da NOS (Optimus) e dos operadores móveis virtuais encontra-se agrupada, uma vez que é desta forma que a entidade reguladora nacional disponibiliza a informação.

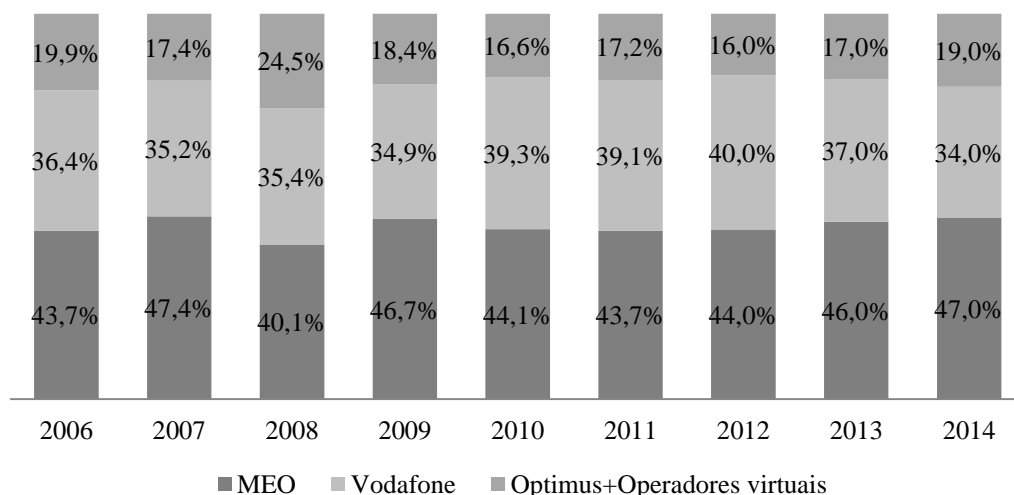


Figura 5. Evolução das quotas de mercado dos principais operadores de serviço móvel em Portugal, entre 2006 e 2014. Fonte: ICP-ANACOM.

Conclui-se que a TMN (atual MEO) foi o operador líder no mercado móvel Português entre 2006 e 2014, tendo a sua quota de mercado oscilado entre os 40,1% e

os 47,4%. A Vodafone, principal concorrente da MEO, apresentou quotas de mercado entre os 35,4% e os 40%. A NOS, que detinha uma quota de mercado superior a 20% em 2008, tem vindo a perder expressão no mercado.

No Quadro 12, encontra-se a soma das quotas de mercado, em termos de número de assinantes dos dois principais operadores móveis nacionais, MEO e Vodafone. Como se pode observar, o agregado das quotas destes dois operadores situa-se nos 80%.

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Soma das quotas dos dois principais operadores (%)	75,5	81,6	83,4	82,8	84	83	81

Quadro 12. Soma das quotas dos dois principais operadores móveis nacionais entre 2008 e 2014.

Fonte: ICP-ANACOM.

No Quadro 13, apresento as posições, no contexto da UE, do operador líder nacional e dos dois principais operadores móveis nacionais.

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Posição do operador líder nacional, em termos de nº de assinantes <sup>31</sup>	17ª quota mais elevada	10ª quota mais elevada	11ª quota mais elevada	10ª quota mais elevada	10ª quota mais elevada	7ª quota mais elevada	5ª quota mais elevada
Posição dos dois principais operadores nacionais, em termos de nº de assinantes	8ª quota mais elevada	8ª quota mais elevada	8ª quota mais elevada	5ª quota mais elevada	4ª quota mais elevada	5ª quota mais elevada	4ª quota mais elevada

Quadro 13. Posição relativa do operador líder e dos dois principais operadores móveis nacionais no contexto da UE, entre 2008 e 2014<sup>32</sup>. Fonte: ICP-ANACOM.

Como se depreende da análise do Quadro 13, a concentração do mercado móvel nacional, no contexto da UE, é relativamente elevada. O líder do mercado móvel português dispôs, em 2014, da quinta mais elevada quota de mercado entre os operadores líderes na UE. A elevada concentração do mercado móvel é reforçada pela posição dos dois principais operadores ao longo dos anos. Desde 2008 que os dois

<sup>31</sup> Esta rubrica refere-se à posição relativa do operador líder nacional, no contexto dos operadores líderes dos países da UE.

<sup>32</sup> Em 2008, foram considerados 26 países da UE; em 2010, 22 países da UE; em 2013, 26 países da UE; e, nos restantes anos, 27 países da UE. A razão prende-se com a disponibilidade da informação.

principais operadores nacionais detêm uma quota de mercado conjunta superior a 75%: em 2014, a soma das quotas dos dois principais operadores ascendeu a 81%, quarta mais elevada entre os países da UE.

Adicionalmente, a quota de mercado dos operadores móveis virtuais atingiu os 2,2% em 2014, valor inferior à média da UE (7,5%), o que traduz o reduzido impacto concorrencial destes operadores.

#### **4.4. Procura do serviço móvel**

No final de 2014, existiam cerca de 16,5 milhões de cartões móveis ativos, sendo que, com efetiva utilização, esse número diminuía para os 12,4 milhões de cartões. Em qualquer dos casos, o número de cartões supera o número da população residente em Portugal (aproximadamente 10,4 milhões em 2014, de acordo com o Instituto Nacional de Estatística, INE).

Em 2014, no contexto da UE, considerando as estações móveis ativas, Portugal detinha a 7ª mais elevada taxa de penetração do serviço móvel, apenas superado pela Letónia, Suécia, Finlândia, Estónia, Bulgária e Itália. Não obstante, se considerarmos apenas as estações móveis com utilização efetiva, a taxa de penetração registada em Portugal ficaria abaixo da média Europeia (124,9 no final do 3º trimestre de 2014 contra as 132 subscrições por cada 100 habitantes na média da UE).

De acordo com os dados disponibilizados pelo ICP-ANACOM (2015a), a subscrição do serviço móvel está relacionada com uma série de variáveis sociais e demográficas, tais como: a idade dos indivíduos, o seu nível de escolaridade, a classe social a que pertencem e a sua situação laboral.

Em 2014, a taxa de penetração do serviço móvel foi inferior nos escalões etários mais elevados. Cerca de 98,7% dos indivíduos com idades compreendidas entre os 15 e os 24 anos utilizavam o STM; enquanto que essa percentagem diminuía para os 82,2% para o escalão etário dos 65 ou mais anos. Em todo o caso, daqui se depreende que, independentemente da idade, a maioria dos indivíduos usava o STM.

A subscrição do STM está positivamente correlacionada com o nível de escolaridade, i.e., quanto maior o nível de escolaridade de um indivíduo, maior a probabilidade de



subscrever o serviço móvel. De acordo com a entidade reguladora nacional, em 2013, 99,3% dos indivíduos com ensino superior utilizavam o STM, enquanto que, a subscrição do serviço móvel por indivíduos com um nível de escolaridade até ao 3º ciclo diminuía para os 90,1%.

A classe social a que cada indivíduo pertence (alta/média alta, média, média baixa/baixa)<sup>33</sup> apresenta uma correlação positiva com a subscrição deste serviço. Em 2014, a penetração do STM para os indivíduos da classe social alta foi de 99,1%; para os indivíduos da classe social baixa, o valor correspondente reduzia para os 91%.

A situação laboral também condiciona a subscrição do STM, observando-se uma menor penetração do serviço nos indivíduos inativos (i.e., reformados, aposentados, desempregados ou na reserva). Considerando os indivíduos com idades compreendidas entre os 16 e os 74 anos, 99,2% dos empregados utilizaram o STM; 96,1% dos desempregados usaram o STM; e, finalmente, 84,4% dos indivíduos inativos utilizaram o STM. Em qualquer dos casos, a taxa de penetração é altíssima.

Existem diferenças pouco significativas quanto à penetração do serviço móvel em termos de variação geográfica, i.e., por NUTS II (Norte, Centro, Lisboa, Alentejo, Algarve, Açores e Madeira). Em termos médios, nas várias regiões do território nacional, 93,5% dos indivíduos entre os 16 e os 74 anos utilizaram o serviço móvel em 2013. A maior percentagem de utilização do serviço registava-se em Lisboa (mais de 95% dos indivíduos entre os 16 e os 74 anos utilizavam o STM). Apenas nos Açores a utilização do serviço para este grupo de indivíduos se encontrava abaixo dos 90% em 2013.

Para caracterizar o perfil de um utilizador por tipo de plano tarifário, o ICP-ANACOM (2014a) especificou um modelo econométrico (*Logit multinomial*). Foram considerados 3140 inquéritos para a estimação deste modelo econométrico. A amostra era constituída por indivíduos com idade superior ou igual a 10 anos que usavam o STM. A variável dependente assumia três valores possíveis: 1, se um indivíduo dispusesse de um tarifário pós-pago; 2, se um indivíduo dispusesse de um tarifário pré-pago com carregamentos obrigatórios; e, 3, se um indivíduo dispusesse de um tarifário pré-pago sem carregamentos obrigatórios. Como variáveis explicativas, foram consideradas variáveis económicas e sociodemográficas, tais como: a classe social, o

---

<sup>33</sup> A classe social é determinada de acordo com o nível de escolaridade e a profissão do indivíduo com maior rendimento no agregado familiar, de acordo com a ICP-ANACOM.

sexo, a idade, o nível de escolaridade, a situação laboral, entre outras variáveis relativas à dimensão e constituição dos agregados familiares.

De acordo com o ICP-ANACOM (2014a), os resultados da estimação indicam que os clientes mais jovens, em média, possuíam um plano tarifário pré-pago com carregamentos obrigatórios. Os idosos e os indivíduos de classes sociais mais baixas, em média, optavam por um plano tarifário pré-pago sem carregamentos obrigatórios. Por último, os clientes que se encontravam ativos no mercado de trabalho, em média, escolhiam um plano tarifário pós-pago. Esta tendência era mais evidente quando os indivíduos se encontravam inseridos em quadros laborais superiores.

No Quadro 14, encontra-se a evolução da taxa de mudança de prestador de acesso ao STM na mesma amostra de indivíduos considerada anteriormente. O ICP-ANACOM (2014a) obteve estes valores calculando o rácio entre o número de clientes da amostra que mudou de operador móvel e do número de clientes totais da amostra.

	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Taxa de mudança de prestador (%)	3,1	2,5	2,4	1,5	1,9	1,8	5,9

Quadro 14. Estimativa da taxa de mudança de prestador do STM em Portugal, entre 2007 e 2013.

Fonte: ICP-ANACOM.

Analisando as estimativas apresentadas no Quadro 14, constata-se que a taxa de mudança de prestador seja relativamente pequena e que se tenha mantido estável ao longo dos anos. Não obstante, na amostra em causa, registou-se um acréscimo substancial em 2013, que pode ser justificado, de acordo com a autoridade reguladora nacional, pelo aparecimento de novas ofertas em pacotes (serviços de *bundling/multiple play*), que agregam serviços fixos e móveis.

Finalmente, importa referir que o *smartphone* (equipamento móvel com um sistema operativo capaz de correr várias aplicações e com uma conectividade e funcionalidade semelhante à de um computador pessoal) tem vindo a reforçar a posição no mercado móvel nacional, principalmente desde a introdução do primeiro *iPhone* da *Apple*, em 2007. O conceito de *smartphone* e todas as funcionalidades a ele associadas alteraram as preferências dos consumidores portugueses. Em 2013, pela primeira vez em Portugal,

a procura de *smartphones* foi superior à dos telemóveis tradicionais, o que acompanha as tendências internacionais. De acordo com a entidade reguladora nacional, cerca de 53% dos clientes móveis nacionais, em 2014, utilizavam um *smartphone*. Este crescimento na procura por *smartphones* resultou quer da diminuição dos preços deste tipo de equipamento, quer do facto dos diferentes operadores oferecerem pacotes em que o preço de aquisição de um *smartphone* é muito inferior ao seu preço de mercado (desde que os consumidores assinem contratos de fidelização e de adesão a um plano tarifário estabelecido).

A utilização do STM com um *smartphone* depende, entre outros factores, da idade de cada indivíduo, do seu nível de escolaridade, da sua situação laboral e da classe social em que se insere. De acordo com o ICP-ANACOM (2015a), em 2014, cerca de 79,2% dos indivíduos com ensino superior detinha um *smartphone*, enquanto que apenas 16% dos clientes com o 1º ciclo utilizava o *smartphone* como equipamento móvel terminal. A maior percentagem de indivíduos que utilizava um *smartphone* (82%) registava-se nos indivíduos com idades compreendidas entre os 15 e os 24 anos, enquanto que a menor observava-se para o grupo etário de 65 ou mais anos (apenas 18%). Em relação aos clientes pertencentes à classe alta/média alta, 72% utilizava, em 2014, como equipamento terminal o *smartphone*. Por seu turno, entre os clientes da classe média baixa/baixa, esta percentagem reduzia-se para os 41%. A correlação negativa do uso do *smartphone* e a classe social deverá prender-se com o custo dos equipamentos. Quanto à situação laboral dos indivíduos, a menor percentagem de utilização de *smartphones* observava-se para o grupo das domésticas (14%). Indivíduos empregados e que se encontravam em quadros superiores registavam a maior percentagem de utilização de *smartphones* (83%).

## 5. Regulação no mercado das telecomunicações

Com a liberalização do setor das telecomunicações, a regulação é significativamente menos relevante que no passado. Atualmente, a entidade reguladora do setor em Portugal, ANACOM, apenas intervém na regulação dos preços ao nível grossista, como é o caso das tarifas de terminação móveis e fixas<sup>34</sup> que, por sua vez, são importantes na definição dos preços de retalho. Essencialmente, a fixação pela ANACOM dos preços de terminação tem como principal objetivo evitar a fixação de preços excessivos que penalizem em demasia os consumidores. Os tarifários do serviço universal, associado ao serviço de telefone fixo, são ainda regulados pela ANACOM. No contexto comunitário, existe ainda regulação dos preços grossistas associados ao serviço de *roaming*, por parte da Comissão Europeia em parceria com as autoridades reguladoras nacionais dos vários países europeus.

Nesta secção, relativa à regulação existente no mercado das telecomunicações, começarei por fazer uma breve contextualização histórica sobre os dois principais instrumentos de regulação de preços (taxa de retorno e *price-cap*). Nas secções seguintes, centrarei a análise no caso Português, nomeadamente na regulação e evolução das tarifas de terminação fixas e móveis e na regulação do serviço universal. Terminarei o capítulo a descrever o serviço de *roaming*, ao qual está associada a eurotarifa<sup>35</sup>, e apresentarei também a sua mais recente evolução.

### 5.1. Contextualização histórica

Antes da liberalização do setor das telecomunicações, a regulação dos preços ocorria pela taxa de retorno. Essencialmente, o regulador fixava os preços a praticar pelas empresas alvo de regulação, incluindo uma determinada taxa de rentabilidade, de forma a assegurar a sustentabilidade financeira destas empresas. O facto de se tratar de uma regulação pelos custos tinha inerente a enorme desvantagem de não incentivar as empresas a serem eficientes. Por este motivo, desenvolveram-se várias alternativas de regulação, com o objetivo de incentivar a diminuição de custos e fomentar investimentos em inovação. São geralmente apontadas três formas de regulação por

---

<sup>34</sup> Tarifas pagas por cada operador pela utilização da rede de outros operadores.

<sup>35</sup> Corresponde ao preço máximo que cada operador nacional cobra pelas comunicações em *roaming*.

incentivos: partilha de ganhos, *price cap* e *yardstick competition*.<sup>36</sup> A metodologia *price-cap* começou a ser implementada para regular os preços no mercado das telecomunicações Britânico, em 1984. Desde então, a sua utilização é praticamente transversal a todos os países desenvolvidos, sendo utilizada em Portugal para a regulação do preço do serviço universal. A regulação por *price cap* consiste na fixação de um preço máximo, que é ajustado com uma determinada frequência temporal. Mais concretamente, o preço máximo num dado ano  $t$ ,  $P_t$ , é determinado, habitualmente, aplicando uma fórmula com a seguinte configuração:

$$P_t = P_{t-1} + IPC_t - X_t + Z_t + f_t,$$

onde  $P_{t-1}$  corresponde ao preço do ano anterior;  $IPC_t$  denota a inflação no ano  $t$ ;  $X_t$  corresponde aos ganhos de eficiência previstos para  $t$ ;  $Z_t$  corresponde a custos não controláveis pela empresas e que o regulador permite que sejam transferidos para os consumidores; e  $f_t$  corresponde a correções por erros nas previsões de anos anteriores.

Com uma regulação por *price cap* as empresas são mais autónomas, sendo o seu comportamento apenas restringido pelo preço máximo. Dado que os preços não dependem diretamente dos custos incorridos, afirma-se que a regulação por *price cap* tem a vantagem de incentivar: a minimização dos custos, a realização de investimentos eficientes e a introdução de novos produtos e novas tecnologias (incentivos à inovação). Além disso, como os preços são ajustados ao longo do tempo por uma fórmula conhecida e clara, este método é mais simples de implementar do que a regulação por taxa de retorno.

---

<sup>36</sup> A regulação pela partilha de ganhos incentiva as empresas a serem mais eficientes, pois permite-lhes beneficiar com esse processo. A título de exemplo, para uma taxa de rentabilidade inferior a 10%, a empresa poderia reter todos os lucros; para uma taxa de rentabilidade acima dos 10%, a empresa teria de partilhar com os consumidores as maiores receitas obtidas, através da diminuição dos preços. A regulação *yardstick competition* consiste em definir preços ou outras variáveis inerentes ao processo de regulação a partir de informação sobre empresas com características semelhantes à da empresa alvo de regulação.

## **5.2. Porquê regular as tarifas de terminação móveis e fixas?**

As razões da existência de regulação destas tarifas são diferentes para o mercado da rede fixa e para o mercado da rede móvel.

No caso da rede fixa, imagine-se o seguinte cenário: o operador incumbente, privatizado com o início da liberalização (no caso de Portugal, a PT), dispõe da totalidade das infraestruturas de rede. Para que exista concorrência efetiva no mercado, as empresas entrantes necessitam de ter acesso à rede, pagando um determinado preço de acesso pela sua utilização. Sem regulação deste preço de acesso, o operador detentor da rede poderia exigir um preço demasiado elevado, o que colocaria entraves à entrada. Se a empresa detentora da rede for verticalmente integrada (i.e., também atuar no mercado retalhista, concorrendo com operadores que necessitam ter acesso à sua rede), a existência de regulação torna-se ainda mais importante. Sem regulação, existiria o perigo de não ser facilitado o acesso à rede ou do acesso ocorrer a preços muito elevados, impedindo a promoção da concorrência. Esta situação seria mais evidente no período imediatamente a seguir à privatização dos operadores incumbentes, pois não existiriam infraestruturas de rede na posse de outros operadores.

No caso da rede móvel, se a tarifa de terminação móvel não fosse regulada e esta fosse fixada por negociação entre os operadores, dois potenciais problemas poderiam surgir: (i) no caso de se tratarem de dois operadores com dimensões semelhantes, existia um incentivo para se definir o preço de acesso em conluio (definir-se-iam taxas de terminação elevadas, repercutindo-se em preços de retalho também elevados); pelo contrário, (ii) dois operadores com dimensões muito diferentes poderiam não chegar a um consenso, excluindo-se do mercado a empresa com menor quota/poder de mercado (Vogelsang, 2003).

## **5.3. Regulação das tarifas de terminação móveis e fixas em Portugal**

Em maio de 2009, a Comissão Europeia emitiu uma recomendação (recomendação da Comissão 2009/396/CE, de 07.05.2009), onde alertava para a necessidade de uniformização de mecanismos e práticas na regulação das tarifas de terminação móveis e fixas, pois persistiam diferenças significativas ao nível das metodologias

implementadas entre os diversos Estados Membros na regulação destas tarifas. O objetivo da Comissão Europeia era estabelecer uma abordagem comum a todos os Estados Membros na regulação das tarifas de terminação móveis e fixas e, assim, conseguir a *“harmonização na aplicação dos princípios da contabilização de custos nos mercados de terminação (...) promovendo a eficiência e a concorrência sustentável e, maximizando os benefícios para os consumidores em termos de preços e de ofertas de serviços.”*<sup>37</sup>

De acordo com esta recomendação, as autoridades reguladoras dos vários Estados Membros, onde se inclui a ANACOM, deveriam garantir que, a partir de 31 de dezembro de 2012, os preços de terminação fossem fixados ao nível dos custos eficientes, com base na aplicação de um modelo *bottom-up*, utilizando modelos de custeio *Long Run Incremental Cost* (LRIC), para assim ser possível o cálculo dos custos prospetivos incrementais de longo prazo de um operador que utilize a tecnologia mais eficiente disponível no horizonte temporal relevante.

Resumidamente, as autoridades reguladoras nacionais *“devem apurar a diferença entre os custos totais de longo prazo de um operador hipotético eficiente que preste a totalidade dos serviços considerados e os custos totais de longo prazo incorridos por um operador hipotético eficiente que preste a totalidade dos serviços considerados, com exceção do serviço de terminação de chamadas de voz a terceiros. A diferença apurada traduz o custo incremental (ou “evitável”) associado à prestação do serviço de terminação de chamadas, que dividido pelo número de minutos de terminação resulta no valor do custo unitário da prestação desse mesmo serviço”* (ICP-ANACOM, 2014b e 2014c). A metodologia de custeio para fixação das tarifas de terminação móveis e fixas assenta neste princípio, embora seja necessário um modelo de custeio para cada serviço, em função das diferenças existentes entre os dois mercados.

### **5.3.1. Evolução das tarifas de terminação fixas em Portugal**

Importa começar por referir que a terminação de chamadas de redes telefónicas em local fixo inclui serviço de encaminhamento de chamadas (i.e., o serviço de trânsito). O

---

<sup>37</sup> Recomendação da Comissão 2009/396/CE, de 07.05.2009, ponto nº4.

serviço de trânsito (que pode ser de nível local, de trânsito simples e de trânsito duplo<sup>38</sup>) consiste no transporte, por um determinado operador, de chamadas originadas e terminadas numa rede de outro operador.

No caso da PT, a terminação de chamadas engloba estes três níveis de interligação, ao contrário dos restantes operadores. O facto de a PT ser o operador histórico nacional justifica esta diferença quanto à estrutura de rede face aos restantes operadores.

No Quadro 15, apresento os preços de terminação praticados pela PT, na terminação de chamadas na sua rede, entre 12 de março de 2008 e 15 de abril de 2010.

	Ativação de chamada	Preço por minuto Horário normal	Preço por minuto Horário económico
Nível local <sup>39</sup>	0,49	0,38	0,19
Trânsito simples <sup>40</sup>	0,52	0,58	0,29
Trânsito duplo <sup>41</sup>	0,62	0,99	0,53

Quadro 15. Preços de terminação praticados pela PT entre 12.03.2008 e 15.04.2010. Valores em cêntimos de Euro (sem IVA). Faturação efetuada ao segundo a partir do 1.º segundo. Horário Normal aplicável entre as 09h e as 19h dos dias úteis, e o Horário Económico nos restantes períodos. Fonte: ANACOM.

No Quadro 16, encontram-se os preços de terminação praticados pela PT na terminação de chamadas na sua rede entre 15 de abril de 2010 e 30 de setembro de 2013.

	Ativação de chamada	Preço por minuto Horário normal	Preço por minuto Horário económico
Nível local	0,48	0,38	0,19
Trânsito simples	0,48	0,51	0,26
Trânsito duplo	0,48	0,62	0,33

Quadro 16. Preços de terminação praticados pela PT entre 15.04.2010 e 30.09.2013. Fonte: ANACOM.

<sup>38</sup> As diferenças entre a terminação de nível local, em trânsito simples e em trânsito duplo estão relacionadas com a geografia das infraestruturas de rede.

<sup>39</sup> Quando a chamada entregue por um operador que não a PT num dado ponto geográfico de interligação (PGI) local se destina a um utilizador da PT cujo número pertence aos níveis de numeração deste PGI.

<sup>40</sup> Quando a chamada entregue por um operador que não a PT num dado ponto geográfico de interligação regional se destina a um utilizador da PT cujo número pertence a esse mesmo PGI.

<sup>41</sup> Quando a chamada é entregue por um operador que não a PT num ponto geográfico de interligação nacional.



Até 30 de setembro de 2013, os restantes operadores fixos praticavam tarifários distintos, sendo que esses tarifários deviam ser fixados de forma a que representassem, para o operador em causa, uma receita média de terminação não superior a 0,90 cêntimos por minuto. A partir de outubro de 2013, o regulador nacional uniformizou as tarifas de terminação, sendo praticada a mesma tarifa para todos os operadores fixos com igual estrutura de interligação, i.e., que disponibilizassem os três níveis de interligação (local, trânsito simples e trânsito duplo). No Quadro 17, encontram-se os preços de terminação fixa em vigor, desde 1 de outubro de 2013, para todos os operadores de rede fixa.

	Nível local	Trânsito simples	Trânsito duplo
Preços máximos por minuto	0,1026	0,1411	0,1642

Quadro 17. Preços máximos de terminação fixa a vigorar desde 01.10.2013. Preço aplicável, em cêntimos de euro, sem IVA, sem ativação da chamada. Fonte: ANACOM.

Como referi anteriormente, a PT oferece serviços de terminação de chamadas nos três níveis de interligação mencionados no Quadro 17. Os restantes operadores, dado o menor desenvolvimento das suas infraestruturas de rede, por vezes, oferecem serviços de interligação apenas num ou dois níveis de interligação. Quando não disponibilizam os três níveis de interligação, os operadores praticam um preço não superior a 0,1114 cêntimos de euro por minuto, o que corresponde à média dos preços dos países que já se encontram a implementar um modelo de custeio para a terminação fixa, em conformidade com a recomendação de 7 de maio de 2009 da Comissão Europeia. Em Portugal, o modelo de custeio para a fixação das tarifas de terminação fixas ainda se encontra em desenvolvimento (ICP-ANACOM, 2014c).

### **5.3.2. Evolução das tarifas de terminação móveis em Portugal**

No Quadro 18, encontra-se a evolução das tarifas de terminação móveis para os três principais operadores de rede em Portugal desde meados de 2008. Os restantes prestadores móveis são MVNO, praticando o mesmo tarifário, ou seja, 1,27 cêntimos de euro por minuto desde 31 de dezembro de 2012. Antes de existir a uniformização das

tarifas de terminação móveis, os MVNO's praticavam o tarifário correspondente à rede de suporte utilizada (MEO, NOS ou Vodafone).

	<b>MEO</b>	<b>NOS</b>	<b>Vodafone</b>
15.07.2008	8,00	9,60	8,00
01.10.2008	7,50	9,00	7,50
01.01.2009	7,00	8,40	7,00
01.04.2009	6,50	7,80	6,50
01.07.2009	6,50	7,20	6,50

01.10.2009	6,50
24.05.2010	6,00
24.08.2010	5,50
24.11.2011	5,00
24.02.2011	4,50
24.05.2011	4,00
24.08.2011	3,50
07.05.2012	2,77
30.06.2012	2,27
Desde 31.12.2012	1,27

Quadro 18. Preços de terminação móvel em Portugal desde 15.07.2008 até ao presente.  
Valores em centimos de euro/Preço por minuto.

Fonte: ICP-ANACOM

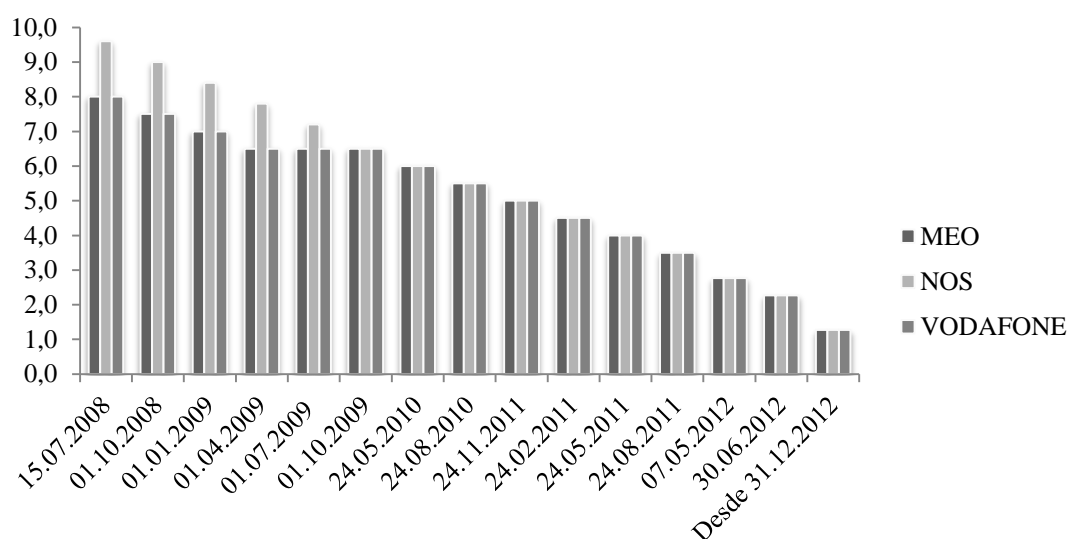


Figura 6. Evolução dos preços de terminação móvel em Portugal, desde 15.07.2008 até ao presente.  
Fonte: ICP-ANACOM.

Como se observa no Quadro 18 e na Figura 6, as tarifas de terminação móveis têm vindo a diminuir ao longo dos últimos anos. Esta contínua redução é, essencialmente, explicada pela política implementada pela ANACOM, principalmente desde 2008, para induzir os operadores móveis a orientarem os respetivos preços para os custos, com o intuito de, gradualmente, o preço de terminação móvel se aproximar do nível de preços eficiente (ICP-ANACOM, 2008b). De realçar ainda que, a partir de 1 de outubro de 2009, verificou-se a igualdade nos preços máximos de terminação entre os três operadores de rede móvel. A eliminação das assimetrias do preço de terminação entre os operadores era um dos objetivos estabelecidos pelo regulador nacional.

Importa referir ainda que, até 30 de junho de 2012, as tarifas de terminação móveis eram fixadas com o auxílio de análises de *benchmark* internacional, tendo por base os valores médios de terminação móvel aplicados pelas autoridades reguladoras nacionais dos Estados Membros que já se encontravam a implementar modelos de custeio para a terminação móvel, coerentes e compatíveis com a Recomendação da Comissão Europeia de 7 de maio de 2009. Desde 31 de dezembro de 2012, a fixação das tarifas de terminação tem por base o modelo de custeio desenvolvido pela *Analysis Mason Limited*, empresa à qual foi adjudicada pela ANACOM, a construção do modelo para Portugal.

As tarifas de terminação ainda não sofreram qualquer alteração desde a última revisão, a 31 de dezembro de 2012. Porém, atualmente, encontra-se em desenvolvimento uma revisão e atualização do modelo de custeio para o cálculo das tarifas de terminação móvel, novamente a cargo da empresa *Analysis Mason Limited*, com o objetivo de refletir nos preços de terminação os mais recentes desenvolvimentos tecnológicos e comerciais (ICP-ANACOM, 2015b).

#### **5.4. Regulação do preço do serviço universal em Portugal**

O serviço universal associado ao serviço fixo é um serviço de interesse económico geral estando, portanto, sujeito a obrigações de serviço público.<sup>42</sup>

---

<sup>42</sup> Para maior detalhe, consultar o artigo 106º do Tratado de Funcionamento da União Europeia.

O serviço universal, como referi anteriormente, consiste em assegurar que o serviço de telefone fixo esteja disponível a todos os utilizadores finais a um preço acessível e com níveis mínimos de qualidade.

A ANACOM fixa o tarifário do serviço universal com base na regulação por *price-cap*, como referido anteriormente. Atualmente, a empresa NOS está obrigada a cumprir um *price-cap* anual não superior a IPC-2,75% (i.e., o *price-cap* anual não pode superar este diferencial entre o índice de preços do consumidor e os 2,75%, valor estabelecido pelo regulador nacional), que se aplica às componentes de instalação, mensalidade e preço das comunicações para a mesma rede. A ANACOM verifica anualmente o cumprimento desta fórmula por parte do operador, com exceção do primeiro e segundo anos do contrato.

De realçar ainda que, em conformidade com o artigo 93º, nº 3 a) da Lei das comunicações eletrónicas, de 13 de setembro de 2011, que afirma a necessidade de “*disponibilização de opções ou pacotes tarifários diferentes dos oferecidos em condições comerciais normais, sobretudo para assegurar que os consumidores com baixos rendimentos ou necessidades sociais especiais não sejam impedidos de aceder a uma rede de comunicações eletrónicas num local fixo ou de utilizar qualquer dos serviços incluídos no serviço universal*”, os reformados e pensionistas que auferam um rendimento mensal igual ou inferior à retribuição mínima mensal no total de rendimentos do agregado familiar têm direito a um desconto de 50% sobre o aluguer da linha de rede.

No caso do serviço universal de oferta de postos públicos, que continua da responsabilidade da PT, o tarifário é igualmente regulado pela ANACOM. Atualmente, a PT, encontra-se obrigada a cumprir um *price-cap* anual não superior a IPC-2,76%, que se aplica para as comunicações *on-net* e *off-net*.<sup>43</sup>

### **5.5. Roaming**

O *roaming* é o serviço pago, prestado pelo operador móvel nacional de cada consumidor e que permite utilizar o equipamento móvel no estrangeiro para: (i) realizar

---

<sup>43</sup> As comunicações *on-net* dizem respeito às chamadas realizadas intra-rede, ou seja, entre consumidores fidelizados com o mesmo operador de rede. As comunicações *off-net* dizem respeito às chamadas realizadas entre consumidores pertencentes a diferentes operadores de rede (chamadas inter-rede).

e receber chamadas de voz; (ii) enviar e receber mensagens de texto (*sms*) e multimédia (*mms*); (iii) utilizar internet; e (iv) ter acesso a outras funcionalidades associadas ao serviço móvel. Geralmente, os preços das comunicações realizadas ou recebidas em *roaming* são mais elevados do que em território nacional.

Quando se fala sobre o serviço *roaming*, é obrigatório falar-se da eurotarifa. A eurotarifa funciona como uma tarifa de terminação, i.e., corresponde ao preço cobrado pelo operador estrangeiro ao operador nacional pela utilização da sua rede. Mais precisamente, a eurotarifa corresponde ao preço máximo para comunicações em *roaming* nos países do Espaço Económico Europeu (países da União Europeia, Islândia, Noruega e Liechtenstein) e que se aplica às chamadas efetuadas e recebidas, ao envio de *sms* e à transferência de dados.

A fixação da eurotarifa está a cargo da Comissão Europeia, em parceria com as autoridades reguladoras nacionais dos países do Espaço Económico Europeu. As autoridades fixam valores máximos para os preços médios por minuto a nível grossista, garantindo aos operadores móveis uma determinada receita, mas sempre com o objetivo de promover ofertas de *roaming* competitivas, protegendo os consumidores de preços de retalho elevados.<sup>44</sup>

Os operadores móveis nos países do Espaço Económico Europeu estão obrigados a cobrar a eurotarifa (para voz, *sms* e dados), sujeitas aos limites máximos fixados. Não obstante, os operadores podem praticar outros tarifários para as comunicações dentro desse espaço, sempre que ocorra uma negociação prévia com os utilizadores. Se tal acontecer, o tarifário a aplicar terá que ser, obrigatoriamente, mais favorável do que o tarifário da eurotarifa.

#### **5.5.1. Evolução da eurotarifa voz, *sms* e dados (preços máximos sem IVA)**

No Quadro 19, apresento a evolução dos preços da eurotarifa de voz, *sms* e dados, desde 1 de julho de 2012 até à data em que se encontra fixada, nomeadamente até 30 de junho de 2017.

---

<sup>44</sup> De acordo com o regulamento da Comissão Europeia nº 717/2007 do parlamento europeu e do conselho de 27 de junho de 2007.

	Preço máximo por minuto		
	01.07.2012 – 01.07.2013	01.07.2013 – 01.07.2014	01.07.2014– 30.06.2017
Chamadas efetuadas	0,29 €	0,24 €	0,19 €
Chamadas recebidas	0,08 €	0,07 €	0,05 €
sms enviados	0,09 €	0,08 €	0,06 €
sms recebidos	Grátis	Grátis	Grátis

	Preço máximo por <i>megabyte</i>		
	01.07.2012 – 01.07.2013	01.07.2013 – 01.07.2014	01.07.2014– 30.06.2017
Dados	0,70 €	0,45 €	0,20 €

Quadro 19. Evolução da eurotarifa voz, sms e dados, a partir de 01.07.2012.

Fonte: <http://www.anacom.pt/render.jsp?categoryId=324515> [acedido em 21.06.15].

Como se observa no Quadro 19, a eurotarifa (de voz, sms e de dados) tem diminuído ao longo dos últimos anos. Estas sucessivas reduções enquadram-se no objetivo de criação de um mercado interno das comunicações eletrónicas na UE, que só será possível quando não existirem diferenças significativas entre as tarifas de terminação das comunicações nacionais e as de *roaming*.

Por fim, importa referir que a ORECE (Organismo de Reguladores Europeus das Comunicações Eletrónicas) tem sido muito importante na monitorização do serviço de *roaming* nos países europeus. Esta entidade foi criada em 25 de novembro de 2009,<sup>45</sup> tendo iniciado atividade em 2010. Substituiu o Grupo de Reguladores Europeus para as Redes e Serviços de Comunicações Eletrónicas, fundado em 2002 e que tinha como missão aconselhar a Comissão Europeia em matéria de comunicações eletrónicas. O ORECE é composto pelo Conselho de Reguladores que, por sua vez, é constituído por um representante de cada Estado-Membro. Este organismo executa a sua atividade com total independência, imparcialidade e transparência, em cooperação com as autoridades reguladoras dos vários Estados Membros e com a Comissão Europeia. Compete-lhe emitir pareceres, recomendações, orientações, opiniões ou boas práticas de regulamentação que contribuam “*para o desenvolvimento e melhor funcionamento do*

<sup>45</sup> Regulamento (CE) n° 1211/2009 do Parlamento Europeu e do Conselho de 25 de novembro de 2009.

*mercado interno das redes e serviços de comunicações eletrónicas, procurando assegurar uma aplicação coerente do quadro regulamentar da UE para as comunicações eletrónicas.”* (artigo 1º, nº 3 do Regulamento (CE) nº 1211/2009 do Parlamento Europeu e do Conselho de 25 de novembro de 2009)

## 6. Estimação da procura do serviço fixo e móvel

O objetivo principal deste capítulo da dissertação é estimar a procura do serviço fixo e móvel, entre 2008 e 2013, para 12 países desenvolvidos<sup>46</sup> pertencentes à Zona Euro. Atualmente, a Zona Euro é constituída por 19 países porém, a fim de conseguir obter um painel de dados balanceado<sup>47</sup> considerarei apenas 12 países: Alemanha, Áustria, Bélgica, Finlândia, França, Grécia, Irlanda, Itália, Luxemburgo, Holanda, Portugal e Espanha. Para a seleção da amostra foi tido ainda em consideração o facto dos mercados de telecomunicações nos vários países apresentarem características estruturais semelhantes.<sup>48</sup> A informação necessária para a estimação foi obtida através das bases de dados: *World Bank data*, *World Telecommunication/ICT Indicators database 2014* (ITU), *OECD statistics* e *UNESCO data center*. O programa *Eviews* foi o *software* econométrico utilizado nas estimações apresentadas neste capítulo.

### 6.1. Estimação do serviço fixo

Seguindo a literatura existente e previamente descrita no Capítulo 2 da presente dissertação, irei assumir que a subscrição do serviço de telefone fixo por 100 habitantes, para o país  $i$  num dado período  $t$  ( $DSTF_{i,t}$ ) é função:

- de uma tarifa em duas partes: mensalidade ( $MF_{i,t}$ ) e custo de instalação ( $CIF_{i,t}$ ).
- do rendimento *per capita* ( $GDP_{pc_{i,t}}$ ).
- da percentagem da população a viver em zonas urbanas ( $DENS_{i,t}$ ). Esta variável é introduzida para captar o nível de urbanização e, de acordo com Garbacz e Thompson (1997, 2002, 2003, 2005, 2007), é uma aproximação do efeito de rede.
- do número esperado de anos de escolaridade ( $EDU_{i,t}$ ).
- da subscrição do serviço móvel por 100 habitantes ( $DSM_{i,t}$ ). Esta variável é incluída com o objetivo de analisar se o serviço de telefone fixo e móvel são

---

<sup>46</sup> Um país é considerado desenvolvido se cumprir o critério estabelecido pelo Banco Mundial segundo o qual PIB *per capita* é igual ou superior a 12.746 dólares americanos.

<sup>47</sup> Diz-se que um painel de dados é balanceado (ou equilibrado) quando se dispõe do mesmo número de observações para os diferentes indivíduos considerados na amostra.

<sup>48</sup> Significa que os países em análise não apresentam diferenças significativas em termos de penetração do serviço fixo, móvel e respetivas tarifas.



substitutos ou complementares. Se o coeficiente estimado for negativo, significa que existe uma relação de substituição; verificando-se um coeficiente estimado positivo, significa que os serviços são complementares.

O rendimento *per capita* foi incluído como variável explicativa na maioria dos trabalhos empíricos mencionados aquando da revisão da literatura empírica, no Capítulo 2 da presente dissertação.<sup>49</sup> O rendimento *per capita* é habitualmente entendido como uma aproximação “fraca” do rendimento das famílias em cada país e que, portanto, condiciona a tomada de decisão relativamente à subscrição de um serviço de telecomunicações. Considera-se uma aproximação “fraca” na medida em que corresponde a um valor médio, não tendo em conta a pobreza e a distribuição do rendimento. Para minorar este problema, Garbacz e Thompson (1997, 2002, 2003) incluíram a variável pobreza dos agregados familiares (análise ao nível das famílias); enquanto Garbacz e Thompson (2005 e 2007) acrescentaram uma variável respeitante à média de anos de escolaridade (análise em painel sobre vários países em desenvolvimento), vista como uma *proxy* da pobreza, dada a interdependência entre escolaridade e nível de rendimentos. Seguindo estes autores, optei por incluir a variável relativa à educação (*EDU*) no meu trabalho, com o intuito de captar este efeito.

No Quadro 20, estão listadas as diferentes variáveis consideradas na estimação do serviço fixo, as siglas usadas para cada uma, bem como a fonte onde recolhi os dados relativos a cada uma.

Sigla	Descrição da variável e respectiva fonte de dados
<i>DSTF</i>	Subscrição do serviço fixo, por 100 habitantes. Fonte: ITU
<i>DSM</i>	Subscrição do serviço móvel, por 100 habitantes. Fonte: ITU
<i>GDP_pc</i>	Produto interno bruto <i>per capita</i> a preços correntes (USD). Fonte: ITU
<i>MF</i>	Mensalidade do serviço fixo residencial a preços correntes (USD). ITU
<i>CIF</i>	Custo de instalação do serviço fixo residencial a preços correntes (USD). Fonte: ITU
<i>DENS</i>	Percentagem da população a viver em zonas urbanas. Fonte: <i>World Bank</i>
<i>EDU</i>	Número esperado de anos de escolaridade. Fonte: <i>UNESCO statistics</i>
<i>RT</i>	Receitas anuais dos operadores de telecomunicações (preços correntes, USD). Fonte: ITU

<sup>49</sup> As únicas exceções são os trabalhos de Tischler *et al.* (2001), Rodini *et al.* (2003) e Ward e Woroch (2004). Estes contributos focaram-se, essencialmente, nos preços como determinantes da procura.

<i>IT</i>	Investimento anual dos operadores de telecomunicações (preços correntes, USD). Fonte: ITU
<i>Exch.rate</i>	Taxa de câmbio anual USD/EUR (nominal). Fonte: <i>OECD stats</i>
<i>HICP</i>	Índice de preços harmonizado – serviços (ano base – 2010). Fonte: <i>OECD stats</i>

Quadro 20. Definição das variáveis – serviço fixo.

Na presente dissertação, irei considerar a seguinte especificação para a equação a estimar:

$$\begin{aligned} \text{Log}(DSTF_{i,t}) = & \alpha + \beta_0 \text{Log}(DSM_{i,t}) + \beta_1 \text{Log}(MF_{i,t}) + \beta_2 \text{Log}(CIF_{i,t}) + \\ & \beta_3 \text{Log}(GDP_{pc_{i,t}}) + \beta_4 DENS_{i,t} + \beta_5 \text{Log}(EDU_{i,t}) + u_{i,t}. \end{aligned}$$

De referir que a variável  $u_{i,t}$  corresponde ao termo de erro.

### 6.1.1. Estatísticas descritivas

Como se pode constatar no Quadro 20, algumas das variáveis encontram-se expressas em dólares americanos. Assim, o primeiro passo no tratamento dos dados foi converter todas essas variáveis em euros utilizando taxas de câmbio médias mensais agregadas por anos, para a Zona do euro (19 países)<sup>50</sup> e, de seguida, deflacionar estas mesmas variáveis com o auxílio do índice de preços harmonizado para os serviços (ano base 2010) calculado pela OCDE. No Quadro 21 encontra-se a média, o desvio padrão, o valor máximo e mínimo de todas as variáveis expressas em euros e a preços constantes de 2010. Nas Figura 7 e 8 encontra-se a evolução da mensalidade e do custo de instalação residencial, respetivamente, em Portugal e nos restantes 11 países (média) que constituem a amostra, entre 2008 e 2013. Finalmente, no Quadro 22 encontra-se a matriz de correlação entre as várias variáveis.

<sup>50</sup> Para 2008, utilizou-se a taxa de câmbio de 0,684 USD/EUR; para 2009, o valor de 0,720 USD/EUR; para 2010, o valor de 0,755 USD/EUR; para 2011, o valor de 0,719 USD/EUR; para 2012, o valor de 0,778 USD/EUR; e, para 2013, o valor de 0,753 USD/EUR.

	Média	Desvio padrão	Valor mínimo	Valor máximo
<b>DSTF</b>	45,173	10,808	13,862	65,09
<b>DSM</b>	124,71	21,238	91,387	172,32
<b>GDP_pc</b>	33946,90	15203,69	15409,43	80327,17
<b>MF</b>	16,97	3,047	8,31	26,24
<b>CIF</b>	77,92	35,88	23,88	172,77
<b>DENS</b>	76,862	10,94	59,359	97,776
<b>EDU</b>	16,34	1,10	13,50	18,70
<b>RT</b>	1,55e+10	1,55e+10	4,58e+10	6,45e+10
<b>IT</b>	2,54e+09	2,46e+09	7,45e+09	9,08e+07

Quadro 21: Estatísticas descritivas – serviço fixo.

Mensalidade do serviço  
fixo residencial (€)

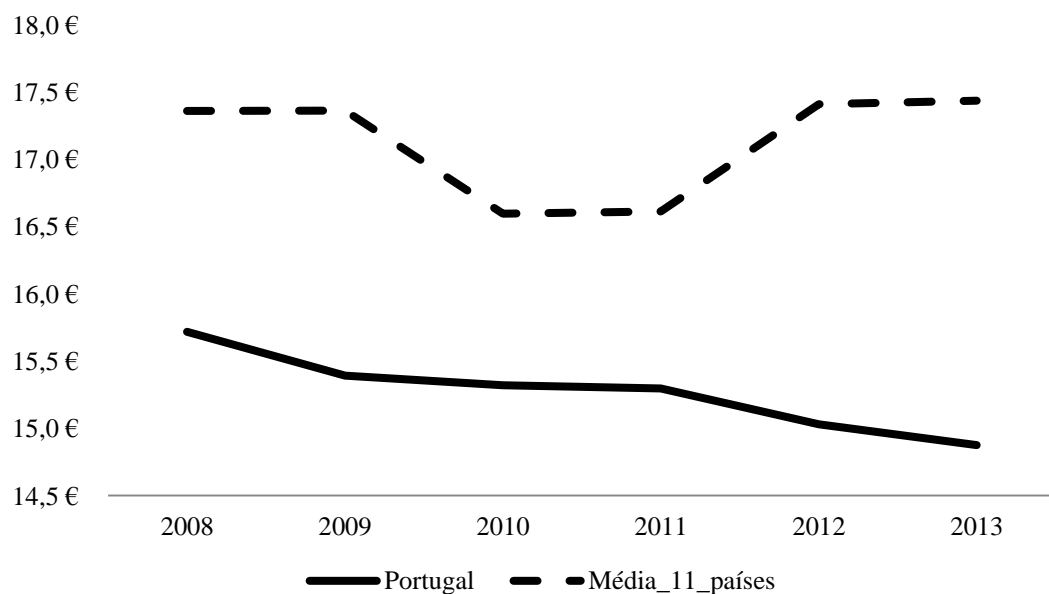


Figura 7. Evolução da mensalidade do serviço de telefone fixo residencial em Portugal e mensalidade média nos 11 países considerados na análise. Fonte: ITU.

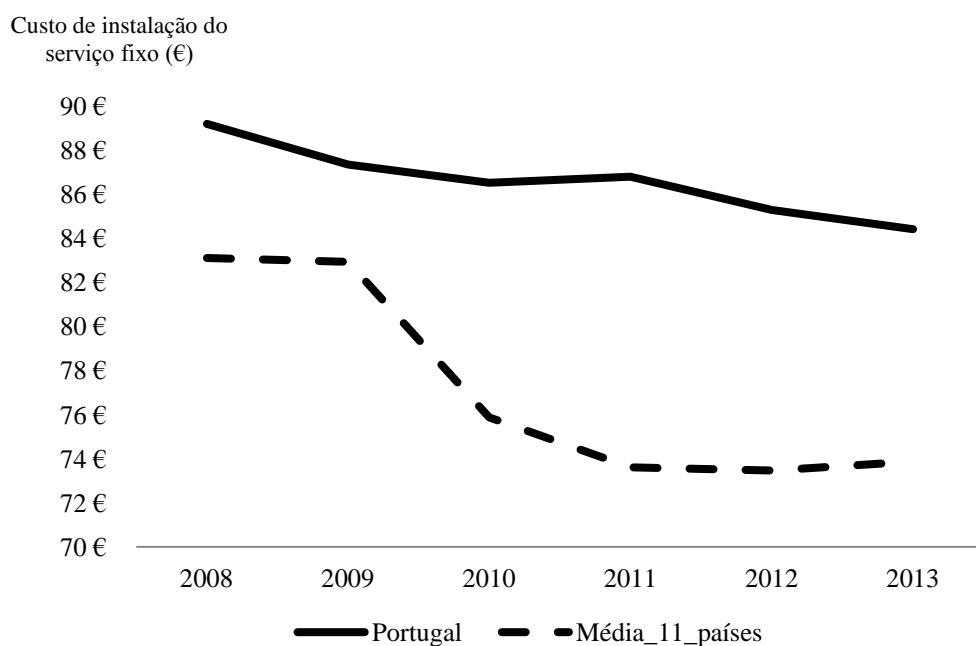


Figura 8. Evolução do custo de instalação residencial em Portugal em comparação com o custo de instalação médio nos 11 países considerados na análise. Fonte: ITU.

	<i>DSTF</i>	<i>DSM</i>	<i>GDP_pc</i>	<i>MF</i>	<i>CIF</i>	<i>DENS</i>	<i>EDU</i>	<i>RT</i>	<i>IT</i>
<i>DSTF</i>	1	-0.651	0.088	0.350	-0.429	-0.042	-0.23621	0.525	0.455
<i>DSM</i>	-0.651	1	0.303	-0.354	0.470	-0.049	-0.28203	-0.256	-0.174
<i>GDP_pc</i>	0.088	0.303	1	0.174	-0.053	0.372	-0.43572	-0.254	-0.260
<i>MF</i>	0.350	-0.354	0.174	1	-0.068	-0.014	0.19558	0.038	0.026
<i>CIF</i>	-0.429	0.470	-0.053	-0.068	1	-0.537	-0.01628	-0.166	-0.149
<i>DENS</i>	-0.042	-0.049	0.372	-0.014	-0.537	1	-0.27364	-0.082	-0.101
<i>EDU</i>	-0.236	-0.282	-0.435	0.195	-0.0162	-0.273	1	-0.097	-0.096
<i>RT</i>	0.525	-0.256	-0.254	0.038	-0.166	-0.082	-0.09738	1	0.961
<i>IT</i>	0.455	-0.174	-0.260	0.026	-0.149	-0.101	-0.09623	0.961	1

Quadro 22: Matriz de correlação – serviço fixo.

Como se observa nas Figuras 7 e 8, entre 2008 e 2013, a mensalidade do serviço fixo em Portugal foi inferior à mensalidade média registada nos restantes 11 países analisados; por seu turno, o oposto se verifica em relação ao custo de instalação.

### 6.1.2. Modelo de estimação

No presente estudo, levarei a cabo uma análise com dados em painel, uma vez que este tipo de análise permite explorar em simultâneo alterações das variáveis ao longo do tempo e entre diferentes indivíduos, resultando numa estimação mais completa e eficiente dos modelos econométricos. Todavia, é importante referir que este tipo de abordagem tem as suas desvantagens, nomeadamente, a heterogeneidade da amostra e o problema intrínseco da seletividade amostral, que podem enviesar as estimativas obtidas.

Os modelos em painel existentes na literatura são: o modelo *pooled*, o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios. As especificações das respetivas equações de estimação são:

- (i) *Pooled*:  $Y_{it} = \beta + \alpha X_{it} + \dots + u_{it}$
- (ii) Efeitos fixos:  $Y_{it} = \gamma_i + \varepsilon X_{it} + \dots + u_{it}$
- (iii) Efeitos aleatórios:  $Y_{it} = \rho + \delta X_{it} + \dots + w_{it}$ , onde  $w_i = v_i + u_{it}$  e  $v_i$  representa o efeito aleatório individual não observável.

O modelo *pooled* não permite captar a heterogeneidade que possa existir entre os indivíduos que constituem a amostra (ao contrário do modelo de efeitos fixos e de efeitos aleatórios), assumindo homogeneidade na parte constante e no declive,  $\beta$  e  $\alpha$ , respetivamente. Pelo contrário, o modelo de efeitos fixos capta a heterogeneidade dos indivíduos na parte constante ( $\gamma_i$ ), que é diferente de indivíduo para indivíduo, assumindo o declive ( $\varepsilon$ ) como invariante. Por fim, o modelo de efeitos aleatórios assume que a heterogeneidade dos indivíduos é captada no termo de erro, considerando a parte constante como um parâmetro aleatório não observável. Para se determinar qual o melhor modelo a utilizar é usualmente aplicado um conjunto de testes econométricos, que passarei a aplicar.

### 6.1.2.1. *Pooled* vs. Efeitos fixos: teste F

O teste F é aplicado para decidir entre o modelo *pooled* e o modelo de efeitos fixos. A hipótese nula admite que o termo constante da equação de estimação é homogênea entre os vários indivíduos (neste caso entre os vários países) da amostra; enquanto que a hipótese alternativa admite que existe heterogeneidade na parte constante sendo, portanto, preferível o modelo de efeito fixos, ou seja:

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \dots = \gamma_n \quad vs. \quad H_1: \gamma_1 \neq \gamma_2 \neq \gamma_3 \neq \dots \neq \gamma_n.$$

Se o *p-value* da estatística de teste for inferior a 0,05, rejeita-se a hipótese nula, o que significa que o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo *pooled*.

Aplicando o teste F à amostra que estou a considerar, obtive os resultados apresentados no Quadro 23.

Redundant Fixed Effects Tests Equation: EQ_1_SF_FIXED_EFFECTS Test cross-section fixed effects				
Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.	
Cross-section F	18.567084	(11,54)	0.0000	
Cross-section Chi-square	112.672606	11	0.0000	

Cross-section fixed effects test equation: Dependent Variable: LOG(DSTF) Method: Panel Least Squares Date: 08/23/15 Time: 15:58 Sample: 2008 2013 Periods included: 6 Cross-sections included: 12 Total panel (balanced) observations: 72				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15.30604	1.161409	13.17885	0.0000
LOG(DSM)	-1.165827	0.119034	-9.794056	0.0000
LOG(MF)	0.227008	0.088766	2.557386	0.0129
LOG(CIF)	-0.253164	0.044493	-5.689976	0.0000
LOG(GDP_PC)	0.173033	0.053464	3.236441	0.0019
DENS	-0.014146	0.002010	-7.038009	0.0000
LOG(EDU)	-2.216491	0.257009	-8.624184	0.0000

Quadro 23. Resultados da aplicação do teste F (serviço fixo).

Conclui-se, portanto, que o *p-value* da estatística de teste é inferior a 0,05, o que significa que, para a amostra em análise, o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo *pooled*.

### 6.1.2.2. *Pooled* vs. Efeitos aleatórios: teste de Breusch-Pagan

O teste de Breusch-Pagan permite averiguar qual dos modelos, *pooled* ou de efeitos aleatórios, é preferível dada uma determinada amostra. Como referi anteriormente, no modelo de efeitos aleatórios, a heterogeneidade dos indivíduos é captada no termo de erro. Assim, se o termo constante se comportar como uma variável aleatória, i.e., se o efeito individual não observável ( $v$ ) apresentar uma variância não nula, existirá autocorrelação dos erros, o que torna as estimativas por OLS enviesadas e inconsistentes. No teste de Breusch-Pagan, a hipótese nula admite que a parte constante é homogênea (entre os vários países); enquanto que a hipótese alternativa assume que a parte constante tem um comportamento estocástico:

$$H_0: \sigma_v^2 = 0 \quad vs. \quad H_1: \sigma_v^2 > 0$$

Se o *p-value* da estatística de teste for inferior a 0,05, rejeita-se a hipótese nula, o que significa que o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao modelo *pooled*.

Atentando no Quadro 24, conclui-se que a escolha recai sobre o modelo de efeitos aleatórios, em detrimento do modelo *pooled*.

Cross-sectional dependence test for panel data Equation: EQ_1_SF_POOLED Null hypothesis: Cross-sectional independence			
Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan Chi-square	103.6132	66	0.0021

Quadro 24. Resultados da aplicação do teste de Breusch-Pagan (serviço fixo).

### 6.1.2.3. Efeitos fixos vs. Efeitos aleatórios: teste de Hausman

O teste de Hausman é utilizado para escolher entre o modelo de efeitos fixos e o modelo de efeitos aleatórios, sendo as hipóteses de teste:

$$H_0: COV(v_i; X_{it}) = 0 \quad vs. \quad H_1: COV(v_i; X_{it}) \neq 0$$

Se o efeito individual não observável, que se presume existir no modelo de efeitos aleatórios, estiver correlacionado com alguma(s) das variáveis explicativas, então é preferível o modelo de efeitos aleatórios, não se rejeitando a hipótese nula. Se, pelo contrário, não se encontrarem correlacionados, então o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo de efeitos aleatórios. De forma equivalente, se o *p-value* da estatística de teste for inferior a 0,05, rejeita-se a hipótese nula, o que significa que o modelo de efeitos fixos é preferível ao modelo de efeitos aleatórios.

Como se observa no Quadro 25, o modelo de efeitos fixos é preferível ao de efeitos aleatórios.

Correlated Random Effects - Hausman Test				
Equation: EQ_1_SF_RANDOMEFFECTS				
Test cross-section random effects				
<hr/>				
Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.	
<hr/>				
Cross-section random	34.629254	6	0.0000	
<hr/>				
Cross-section random effects test comparisons:				
Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
<hr/>				
LOG(DSM)	-0.665498	-1.002110	0.009766	0.0007
LOG(MF)	-0.417593	-0.211814	0.001687	0.0000
LOG(CIF)	0.173101	-0.104769	0.004412	0.0000
LOG(GDP_PC)	0.177851	0.234363	0.024905	0.7203
DENS	-0.030152	-0.010842	0.000459	0.3672
LOG(EDU)	1.153171	-1.487633	0.735589	0.0021

Quadro 25. Resultados da aplicação do teste de Hausman (serviço fixo)

Conclui-se, deste modo, que, para a amostra em questão, o modelo de efeitos fixos é mais adequado para estimar a equação relativa à subscrição do serviço fixo para a amostra de dados em causa.

#### 6.1.2.4. Endogeneidade: teste de Hausman

Uma vez determinado o modelo de estimação a utilizar, é necessário escolher o método de estimação a aplicar. Como referem Garbacz e Thompson (2005 e 2007), há



habitualmente um problema de endogeneidade relativamente aos preços do serviço fixo, o que inviabiliza a estimação direta por OLS. Verificando-se esta situação, a aplicação do método 2SLS, com recurso a variáveis instrumentais, é uma melhor opção, produzindo estimativas consistentes e não enviesadas.

Para determinar se uma determinada variável explicativa é endógena recorre-se habitualmente ao teste de Hausman, que passo brevemente a explicar, através de um exemplo ilustrativo. Consideremos a seguinte equação estrutural com duas variáveis explicativas:

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 X_{1t} + \theta_2 X_{2t} + u_t, \quad (1)$$

suspeitando-se que a variável  $X_1$  possa ser endógena.<sup>51</sup> O teste de endogeneidade apresenta as seguintes hipóteses:

$$H_0: Cov(X_{1t}, u_t) = 0 \quad vs. \quad H_1: Cov(X_{1t}, u_t) \neq 0$$

Caso se rejeite a hipótese nula, o método OLS não é adequado, pois produziria estimativas enviesadas e inconsistentes. Nestas circunstâncias, o método das variáveis instrumentais é preferível. Pelo contrário, se a hipótese nula não for rejeitada, o modelo pode ser estimado por OLS. O teste de *Hausman* envolve os seguintes passos:

- 1) Estima-se por *Panel Least Squares* (PLS), uma forma reduzida da equação (1):

$$X_{1t} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{2t} + \alpha_2 Z_{1t} + v_t,$$

onde  $Z_1$  é uma variável instrumental de  $X_1$ , e obtêm-se os resíduos estimados,  $w_t$ .

- 2) Introduzem-se os resíduos estimados,  $w_t$ , na equação (1):

$$y_t = \theta_0 + \theta_1 X_{1t} + \theta_2 X_{2t} + \theta_3 w_t + u_t,$$

estima-se esta equação por PLS e testa-se a significância estatística de  $\theta_3$ .

---

<sup>51</sup> Suspeita-se que uma determinada variável explicativa é endógena quando a estimativa obtida apresenta com sinal e magnitude muito diferentes dos que seriam previsíveis pela teoria económica.

Se o coeficiente  $\theta_3$  for estatisticamente significativo, então a variável  $X_1$  é endógena, rejeitando-se a hipótese nula da exogeneidade.

Procedi ao teste de *Hausman* para a mensalidade do serviço fixo (*MF*) e para o custo de instalação (*CIF*), tal como Garbacz e Thompson (2007). Os resultados do teste de Hausman para a mensalidade do serviço fixo encontram-se nos Quadros 26 e 27 e, para o custo de instalação, nos Quadros 28 e 29. À semelhança de Garbacz e Thompson (2007), utilizei, como variáveis instrumentais, as receitas e os investimentos dos operadores de telecomunicações.

Dependent Variable: LOG(MF)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 08/23/15 Time: 15:37  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.433795	6.878041	-0.790021	0.4330
LOG(DSM)	0.816797	0.252803	3.230960	0.0021
LOG(CIF)	0.209058	0.148050	1.412074	0.1638
LOG(GDP_PC)	0.158742	0.357548	0.443973	0.6589
DENS	0.023800	0.039561	0.601613	0.5500
LOG(EDU)	0.560732	1.597044	0.351106	0.7269
LOG(RT)	0.000161	0.135420	0.001192	0.9991
LOG(IT)	-0.076633	0.067443	-1.136262	0.2610

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Quadro 26. Teste de Hausman (exogeneidade de MF) – 1º passo.

Dependent Variable: LOG(DSTF)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 08/23/15 Time: 15:39  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.118138	4.597140	1.548384	0.1275
LOG(DSM)	-1.020011	0.440553	-2.315299	0.0245
LOG(MF)	0.046053	0.541348	0.085072	0.9325
LOG(CIF)	0.059695	0.159577	0.374085	0.7098
LOG(GDP_PC)	0.173495	0.182605	0.950114	0.3464
DENS	-0.040433	0.024828	-1.628488	0.1094
LOG(EDU)	0.893538	1.021385	0.874830	0.3856
RESIDSF_1	-0.474954	0.547909	-0.866847	0.3899

Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Quadro 27. Teste de Hausman (exogeneidade de MF) – 2º passo.

Dependent Variable: LOG(CIF)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 08/23/15 Time: 15:40  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	21.65799	5.554983	3.898841	0.0003
LOG(DSM)	-0.089583	0.251616	-0.356031	0.7232
LOG(MF)	0.173434	0.122822	1.412074	0.1638
LOG(GDP_PC)	0.063774	0.326149	0.195535	0.8457
DENS	-0.042951	0.035671	-1.204085	0.2339
LOG(EDU)	-4.769066	1.300659	-3.666655	0.0006
LOG(RT)	0.007134	0.123339	0.057841	0.9541
LOG(IT)	-0.079464	0.061207	-1.298296	0.1998

#### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

Quadro 28. Teste de Hausman (exogeneidade de CIF) – 1º passo.

Dependent Variable: LOG(DSTF)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 08/23/15 Time: 15:44  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.430165	12.25672	-0.443036	0.6595
LOG(DSM)	-0.590382	0.185492	-3.182784	0.0024
LOG(MF)	-0.507988	0.133957	-3.792168	0.0004
LOG(CIF)	0.615382	0.520466	1.182369	0.2423
LOG(GDP_PC)	0.215891	0.187790	1.149638	0.2555
DENS	-0.009116	0.032708	-0.278704	0.7816
LOG(EDU)	3.340825	2.716016	1.230046	0.2241
RESIDSF_2	-0.456349	0.528678	-0.863189	0.3919

#### Effects Specification

Quadro 29. Teste de Hausman (exogeneidade de CIF) – 2º passo.

Para ambos os preços, obtive que o coeficiente estimado associado ao resíduo da estimação do modelo da forma reduzida não é estatisticamente significativo na estimação do modelo na forma estrutural. Deste modo, concluí que ambas as variáveis são exógenas, contrariando a evidência empírica encontrada por Garbacz e Thompson (2007), mas confirmando o resultado encontrado por Hausman e Ros (2013).

Na ausência de endogeneidade dos preços, pode estimar-se a equação pretendida diretamente por *Panel Least Squares* (PLS), não sendo necessário recorrer a métodos de variáveis instrumentais, como Garbacz e Thompson (2007).

Importa ainda referir que, nos Quadros A1 e A2 (em Anexo) encontram-se as estimações do modelo por 2SLS, instrumentalizando-se, com as receitas e o investimento, a mensalidade do serviço fixo (Quadro A1) e o custo de instalação (Quadro A2). Estas estimações têm como objetivo perceber se, na realização do teste de Hausman, para testar a endogeneidade dos preços, foram utilizados instrumentos corretos. Para o modelo considerado e para ambos os preços, utilizei dois instrumentos (receitas e investimento) para instrumentalizar uma variável. Nesta situação, diz-se que a equação é sobre-identificada (i.e., há mais do que um instrumento por cada variável instrumentalizada) e deve-se testar a validade dos instrumentos e das condições de sobre-identificação. Uma forma de o testar passa por realizar o teste de Sargan que analisa, precisamente, a validade das condições de sobre-identificação e dos instrumentos utilizados. Na hipótese nula, admite-se que as condições de sobre-identificação impostas são válidas, garantido a validade dos instrumentos; enquanto que, na hipótese alternativa, as condições de sobre-identificação são inválidas (e o mesmo se aplicando aos instrumentos). O *p-value* da estatística J, presente no *output* das estimações nos anexos acima referidos traduz o resultado deste teste. Como se observa nos anexos mencionados, o *p-value* da estatística J é sempre superior a 0,05, sugerindo que, em nenhum dos casos, se rejeite a hipótese nula, i.e., as condições de sobre-identificação e os instrumentos utilizados são válidos.

Antes de analisar propriamente os resultados obtidos na estimação importa discutir brevemente a exogeneidade dos preços do serviço fixo, resultado também obtido por Hausman e Ros (2013) mas que contraria Garbacz e Thompson (2007). Garbacz e Thompson (2007) estimaram a procura do serviço fixo para uma amostra de países em desenvolvimento entre 1996 e 2003 e justificaram a endogeneidade dos preços com base nas características estruturais do setor. Na época a que diz respeito o contributo destes autores (analisaram o período de 1996 a 2003), o mercado das telecomunicações nos países em desenvolvimento era dominado por monopólios naturais regulados. Era precisamente a existência de regulação dos monopólios que gerava, segundo Garbacz e Thompson (2007), a endogeneidade dos preços dos serviços de telecomunicações.

Todavia, desde os finais da década de 90, na União Europeia (e mais concretamente na União Económica Monetária), vive-se um período de contínua desregulação e liberalização do setor das telecomunicações. Seguindo este raciocínio, se a existência de monopólios naturais e sua regulação justificava a endogeneidade dos preços então, a promoção da concorrência através da eliminação dos monopólios naturais e a quase inexistência de regulação pode expurgar a endogeneidade dos preços. Como se observa atualmente em Portugal e nos restantes países que compõem a amostra, a concorrência no setor das telecomunicações é um dado adquirido. Além disso, é seguro afirmar que os mercados de telecomunicações nos países em desenvolvimento (alvo do estudo de Garbacz e Thompson, 2007) não apresentam o mesmo nível de progresso tecnológico que nos países desenvolvidos, em virtude das diferenças socioeconómicas que se fazem sentir entre os dois grupos de países.

Por sua vez, Hausman e Ros (2013) justificam, embora parcialmente como referem, que a exogeneidade dos preços do serviço fixo pode dever-se à fixação dos mesmos por reguladores nacionais nalguns países que compõem a amostra. Na ótica dos autores, os preços poderiam ser endógenos se não existisse qualquer tipo de regulação, i.e., se os preços fossem determinados através da livre concorrência, o que, de acordo com o meu estudo, não parece ser verdade. Note-se, aliás, que as explicações para a endogeneidade/exogeneidade dos preços do serviço fixo apresentadas por Garbacz e Thompson (2007) e por Hausman e Ros (2013) parecem entrar em conflito. Na base desta divergência poderá estar o facto de os dois trabalhos analisarem mercados bastante distintos (nomeadamente em termos de características socioeconómicas dos diferentes grupos de países): Hausman e Ros (2013) consideraram uma amostra de países desenvolvidos, enquanto que Garbacz e Thompson (2007) analisaram uma amostra de países em desenvolvimento.

Em Portugal, a ANACOM intervém no mercado grossista, nomeadamente definindo as tarifas de terminação do serviço fixo, embora não atue no mercado retalhista. Porém, é plausível admitir que, ao definir preços ao nível grossistas, indiretamente a ANACOM condicione os preços finais cobrados aos consumidores. Assim, à luz do argumento de Hausman e Ros (2013), e abordando somente o caso português, os preços do serviço fixo não são apenas definidos através da livre concorrência. Daqui se depreende que, a exogeneidade dos preços do serviço fixo, possa ser justificada com base no argumento

de Hausman e Ros (2013), embora apenas quando relativo a países onde ainda há regulação dos preços (direta ou indiretamente).

### 6.1.3. Resultados da estimação

No Quadro 30, encontram-se os resultados da estimação da procura do serviço fixo.

Dependent Variable: LOG(DSTF)				
Method: Panel Least Squares				
Date: 08/23/15 Time: 14:48				
Sample: 2008 2013				
Periods included: 6				
Cross-sections included: 12				
Total panel (balanced) observations: 72				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.674603	3.623111	1.290218	0.2025
LOG(DSM)	-0.665498	0.163426	-4.072167	0.0002
LOG(MF)	-0.417593	0.083335	-5.011003	0.0000
LOG(CIF)	0.173101	0.091165	1.898765	0.0629
LOG(GDP_PC)	0.177851	0.182115	0.976587	0.3331
DENS	-0.030152	0.021763	-1.385513	0.1716
LOG(EDU)	1.153171	0.974232	1.183672	0.2417
Effects Specification				
Cross-section fixed (dummy variables)				
R-squared	0.960725	Mean dependent var	3.775690	
Adjusted R-squared	0.948361	S.D. dependent var	0.285271	
S.E. of regression	0.064826	Akaike info criterion	-2.421909	
Sum squared resid	0.226928	Schwarz criterion	-1.852743	
Log likelihood	105.1887	Hannan-Quinn criter.	-2.195323	
F-statistic	77.70148	Durbin-Watson stat	1.242637	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Quadro 30. Resultados da estimação da procura de serviço fixo.

Conclui-se, portanto que, em média e *ceteris paribus*:

- um aumento de 1% na subscrição do serviço móvel por 100 habitantes reduz cerca de 0,67% a subscrição do serviço fixo por 100 habitantes.
- um aumento de 1% na mensalidade induz uma redução de, aproximadamente, 0,42% na subscrição do serviço fixo por 100 habitantes.
- um aumento de 1% no custo de instalação induz um aumento de cerca de 0,17% na subscrição do serviço fixo.

O último resultado é bastante surpreendente. Não obstante, importa realçar que o coeficiente estimado associado a esta variável é apenas estatisticamente significativo a

10%. De referir ainda que, em Garbacz e Thompson (2005), a estimativa associada ao custo de instalação também não é estatisticamente significativa.

Conclui-se ainda que os coeficientes estimados associados ao rendimento *per capita*, à percentagem da população a viver em zonas urbanas e ao número esperado de anos de escolaridade não são estatisticamente significativos.

Importa começar por referir que, tendo em conta a estimativa obtida para a subscrição do serviço móvel, os serviços apresentam uma relação de substituição, o que está de acordo com a evidência empírica encontrada pela maioria dos contributos referidos no Capítulo 2, com a exceção de Ahn e Lee (1999) e Garbacz e Thompson (2005), que encontraram evidência de complementaridade entre os serviços.

Como referi no Capítulo 2, uma forma alternativa de determinar a natureza da relação entre os serviços seria através do cálculo de elasticidades-cruzadas. Optei por não calcular as elasticidades-cruzadas pois, na minha opinião, os preços dos serviços não são comparáveis. Por exemplo, Garbacz e Thompson (2005, 2007) calculam as elasticidades-cruzadas entre o serviço fixo e o serviço móvel, mas utilizando o mesmo tipo de preços para os dois serviços (mensalidade e custo de ligação).

Outro ponto que merece uma breve reflexão diz respeito à subsidiação do serviço universal, abordada no Capítulo 2 da presente dissertação. O presente trabalho conclui que a mensalidade do serviço fixo influencia a taxa subscrição do serviço fixo, em virtude da sua significância estatística. Este resultado sugere que o serviço universal associado ao serviço fixo está a ser eficazmente subsidiado nos 12 países considerados na amostra, contrariando a conjectura de Riordan (2002) e a evidência empírica de Garbacz e Thompson (2005 e 2007), onde a mensalidade do serviço fixo residencial não era estatisticamente significativa.

Por outro lado, o custo de instalação apresenta o sinal contrário ao que seria expectável. No entanto, volto a frisar, esta estimativa é estatisticamente significativa apenas a 10%. Na minha ótica, este resultado pode estar relacionado com o facto de os consumidores não pagarem o custo de instalação aquando da subscrição do serviço fixo. O custo de instalação existe e é obrigatório para a adesão ao serviço universal, porém, quando não se trata deste serviço, em muitas situações os operadores de telecomunicações, através de campanhas promocionais, oferecem a instalação em troca

de um período de fidelização. Esta situação, a meu ver, pode ter contribuído para o resultado obtido para o custo de instalação.

Analisando os resultados obtidos, é de realçar a inexistência de influência do rendimento *per capita*, da densidade populacional e do número esperado de anos de escolaridade na subscrição do serviço fixo por 100 habitantes, o que contraria a evidência empírica referida no Capítulo 2, nomeadamente a obtida por Garbacz e Thompson (2007) para países em desenvolvimento, onde o rendimento *per capita*, a densidade populacional e o nível de escolaridade condicionam a subscrição do serviço fixo. Também em Garbacz e Thompson (2005), na estimação da procura do serviço fixo residencial para países desenvolvidos, o rendimento *per capita* e o nível de escolaridade são estatisticamente significativos. Em Garbacz e Thompson (2005), apenas a estimativa associada à densidade populacional não é estatisticamente significativa.

A meu ver, no momento presente, indicadores relativos à qualidade do serviço, como, por exemplo, a qualidade de áudio das chamadas e a acessibilidade do serviço, poderão ser importantes na decisão de subscrição do serviço fixo por parte dos agentes, em países desenvolvidos. Seria interessante incluir este tipo de indicadores na equação procura, no entanto, a ausência de informação impede a sua inclusão no estudo.

## 6.2. Estimação do serviço móvel

A análise para o serviço móvel é muito semelhante à levada a cabo para o serviço fixo, nomeadamente no que diz respeito à especificação da equação a estimar e dos métodos económicos empregues.

A subscrição do serviço móvel por 100 habitantes para o país  $i$  num dado período  $t$  é assumida função:

- De uma tarifa em duas partes: preço, por minuto, de uma chamada local *off-net* ( $M_{p1_{i,t}}$ ); e preço, por minuto, de uma chamada local *on-net* ( $M_{p2_{i,t}}$ ).
- do rendimento *per capita* ( $GDP_{pc_{i,t}}$ ).
- do número esperado de anos de escolaridade ( $EDU_{i,t}$ ).
- da subscrição do serviço fixo por 100 habitantes ( $DSTF_{i,t}$ ).



A inclusão da variável relativa à subscrição do serviço fixo tem como objetivo determinar a natureza da relação existente entre o serviço móvel e o serviço fixo (à semelhança do que foi feito na estimação do serviço fixo). Um coeficiente estimado associado à subscrição do serviço fixo negativo (resp. positivo) sugere que os serviços são substitutos (resp. complementares).

A inclusão do rendimento *per capita* e do número esperado de anos de escolaridade assenta nas mesmas justificações apontadas aquando da especificação do modelo relativo ao serviço fixo.

Nenhum dos contributos empíricos mencionados no Capítulo 2 da presente dissertação utilizou o tipo de especificação para os preços que estou a utilizar. Os contributos existentes (e.g., Garbacz e Thompson, 2005, 2007) usaram uma tarifa em duas partes definida como no caso do serviço fixo (i.e., incluindo mensalidade e custo de ligação). Contudo, para os países que considero na minha amostra, não existia informação acerca da mensalidade e do custo de ligação para o horizonte temporal considerado, pelo que optei pela inclusão dos preços acima indicados. Este tipo de preços, ao separar o custo das chamadas *on-net* e *off-net*, agrega automaticamente o efeito de rede, não sendo necessário a inclusão da variável relativa à densidade populacional, como ocorreu na estimação do serviço fixo.

No Quadro 31, estão listadas as variáveis relativas aos preços do serviço móvel consideradas na estimação. As restantes variáveis utilizadas na estimação deste serviço encontram-se descritas no Quadro 20, relativo ao serviço fixo.

Sigla	Descrição da variável e respectiva fonte de dados
M_p1	Preço por minuto de uma chamada local <i>off-net</i> a preços correntes (USD). Fonte: ITU
M_p2	Preço por minuto de uma chamada local <i>on-net</i> a preços correntes (USD). Fonte: ITU

Quadro 31. Descrição das variáveis – serviço móvel.

Em suma, a equação que pretendo estimar é a seguinte:

$$\begin{aligned} \text{Log}(DSM)_{i,t} = & \beta + \alpha_0 \text{Log}(DSTF_{i,t}) + \alpha_1 \text{Log}(M_{p1_{i,t}}) + \alpha_2 \text{Log}(M_{p2_{i,t}}) + \\ & \alpha_3 \text{Log}(GDP_{pc_{i,t}}) + \alpha_4 \text{Log}(EDU_{i,t}) + u_{i,t}. \end{aligned}$$

Novamente,  $u_{i,t}$  corresponde ao termo de erro.

### 6.2.1. Estatísticas descritivas

Tal como acontece no serviço fixo, os preços do serviço móvel encontram-se expressos em dólares americanos. Segui exatamente os mesmo procedimentos e utilizei as mesmas variáveis para, primeiro, converter os preços em euros e, de seguida, deflacionar as mesmas variáveis. No Quadro 32 encontra-se a média, o desvio padrão, o valor mínimo e máximo dos preços do serviço móvel em euros e a preços constantes de 2010. Nos Quadros 33 e 34 encontra-se a evolução dos preços *off-net* e *on-net*, respetivamente, em Portugal e nos restantes 11 países que constituem a amostra. No Quadro 35, tal como no serviço fixo, apresento a matriz de correlação entre as variáveis em análise.

	Média	Desvio padrão	Valor mínimo	Valor máximo
<i>M<sub>p1</sub></i>	0.262	0.172	0.0637	0.703
<i>M<sub>p2</sub></i>	0.194	0.138	0.049	0.569

Quadro 32. Estatísticas descritivas – serviço móvel.

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<b>Alemanha</b>	0,20	0,19	0,15	0,15	0,09	0,09
<b>Áustria</b>	0,41	0,07	0,07	0,07	0,07	0,06
<b>Bélgica</b>	0,30	0,29	0,25	0,25	0,24	0,26
<b>Finlândia</b>	0,17	0,16	0,07	0,06	0,06	0,07
<b>França</b>	0,57	0,56	0,50	0,49	0,39	0,38
<b>Grécia</b>	0,36	0,35	0,41	0,41	0,40	0,39
<b>Irlanda</b>	0,51	0,46	0,45	0,44	0,24	0,20
<b>Itália</b>	0,19	0,22	0,19	0,12	0,12	0,11
<b>Luxemburgo</b>	0,18	0,17	0,17	0,17	0,17	0,17
<b>Holanda</b>	0,18	0,35	0,30	0,29	0,29	0,29
<b>Portugal</b>	0,16	0,16	0,17	0,17	0,17	0,08
<b>Espanha</b>	0,70	0,69	0,69	0,68	0,10	0,10

Quadro 33. Evolução dos preços *off-net* a preços constantes de 2010 (Euros) nos 12 países que constituem a amostra, entre 2008 e 2013. Fonte: ITU e cálculos próprios.

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<b>Alemanha</b>	0,05	0,05	0,05	0,05	0,09	0,09
<b>Áustria</b>	0,05	0,07	0,07	0,07	0,07	0,06
<b>Bélgica</b>	0,30	0,29	0,25	0,25	0,24	0,26
<b>Finlândia</b>	0,17	0,16	0,07	0,06	0,06	0,07
<b>França</b>	0,57	0,56	0,50	0,49	0,39	0,38
<b>Grécia</b>	0,36	0,35	0,41	0,41	0,40	0,39
<b>Irlanda</b>	0,20	0,25	0,25	0,25	0,24	0,20
<b>Itália</b>	0,19	0,22	0,19	0,12	0,12	0,11
<b>Luxemburgo</b>	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07	0,07
<b>Holanda</b>	0,18	0,35	0,30	0,29	0,29	0,29
<b>Portugal</b>	0,16	0,16	0,17	0,17	0,17	0,08
<b>Espanha</b>	0,06	0,06	0,06	0,06	0,10	0,10

Quadro 34. Evolução dos preços *on-net* a preços constantes de 2010 (Euros) nos 12 países que constituem a amostra, entre 2008 e 2013. Fonte: ITU e cálculos próprios.

	<i>DSTF</i>	<i>DSM</i>	<i>GDP_pc</i>	<i>M_p1</i>	<i>M_p2</i>	<i>EDU</i>	<i>RT</i>	<i>IT</i>
<i>DSTF</i>	1	-0.651	0.088	0.411	0.386	-0.23621	0.525	0.455
<i>DSM</i>	-0.651	1	0.303	-0.617	-0.596	-0.28203	-0.256	-0.174
<i>GDP_pc</i>	0.088	0.303	1	-0.165	-0.235	-0.43572	-0.254	-0.260
<i>M_p1</i>	0.411	-0.617	-0.165	1	0.587	0.237501	0.234	0.171
<i>M_p2</i>	0.386	-0.596	-0.235	0.587	1	0.146948	0.148	0.156
<i>EDU</i>	-0.236	-0.282	-0.435	0.237	0.147	1	-0.097	-0.096
<i>RT</i>	0.525	-0.256	-0.254	0.234	0.148	-0.09738	1	0.961
<i>IT</i>	0.455	-0.174	-0.260	0.171	0.156	-0.09623	0.961	1

Quadro 35. Matriz de correlação – serviço móvel.

Como se constata nos Quadros 33 e 34, em Portugal, Bélgica, Finlândia, França, Grécia, Itália e Holanda, entre 2008 e 2013, não existiam diferenças entre os preços móveis *on-net* e *off-net*. Apenas na Alemanha, Áustria, Irlanda, Luxemburgo e Espanha se verificava uma diferenciação tarifária. Não obstante, há uniformização na Áustria desde 2009, e na Alemanha, Irlanda e Espanha desde 2012. Apenas no Luxemburgo a diferenciação tarifária persiste.

### 6.2.2. Escolha do modelo de painel e exogeneidade dos preços

O processo de decisão relativo ao modelo de painel a utilizar é semelhante ao utilizado para o serviço fixo. No Quadro A3 (em Anexo) encontra-se o teste F; no Quadro A4 (em Anexo), o teste de Breusch-Pagan; e, finalmente, no Quadro A5 (em Anexo), encontra-se o teste de Hausman. Conclui-se que o modelo de efeitos aleatórios é preferível ao modelo *pooled* e ao modelo de efeitos fixos, sendo, portanto, o modelo utilizado na estimação. Note-se que, enquanto que para a estimação do serviço fixo é utilizado um modelo de efeitos fixos, nesta situação, como indicam os testes econométricos, é preferível um modelo de efeitos aleatórios.

Garbacz e Thompson (2007) encontraram evidência empírica de endogeneidade dos preços do serviço móvel. Daqui resulta a necessidade de testar a exogeneidade dos preços do serviço móvel, isto é, dos preços (por minuto) de uma chamada *off-net* e *on-net*. Só após este processo é possível definir o método de estimação mais apropriado: se os preços forem endógenos, será necessário recorrer a métodos de variáveis instrumentais; se, pelo contrário, os preços forem exógenos, pode-se estimar diretamente por *Estimated Generalized Least Squares* (EGLS), uma variante do modelo OLS para modelos de efeitos aleatórios.

Executei o teste de Hausman para os dois preços considerados, encontrando-se o *output* das estimações nos Quadros 36 a 39. Utilizei, novamente, como variáveis instrumentais as receitas e o investimento dos operadores de telecomunicações.

Dependent Variable: LOG(M\_P1)  
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
Date: 08/23/15 Time: 19:48  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72  
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-11.07878	8.831491	-1.254463	0.2142
LOG(DSTF)	0.964911	0.415619	2.321623	0.0234
LOG(M_P2)	0.229757	0.158199	1.452327	0.1512
LOG(GDP_PC)	0.258715	0.384680	0.672546	0.5036
LOG(EDU)	-0.031126	2.053731	-0.015156	0.9880
LOG(RT)	0.463654	0.206773	2.242338	0.0284
LOG(IT)	-0.326515	0.198483	-1.645047	0.1048

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.426568	0.5324
Idiosyncratic random		0.399751	0.4676

Quadro 36. Teste de Hausman (exogeneidade de M\_p1) – 1º passo.

Dependent Variable: LOG(DSM)  
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
Date: 08/23/15 Time: 19:50  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72  
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.727634	1.457083	3.930891	0.0002
LOG(DSTF)	-0.267208	0.088920	-3.005041	0.0038
LOG(M_P1)	-0.029275	0.059452	-0.492420	0.6241
LOG(M_P2)	-0.051074	0.029714	-1.718878	0.0904
LOG(GDP_PC)	0.129643	0.070912	1.828226	0.0721
LOG(EDU)	-0.498623	0.365838	-1.362960	0.1776
RESIDMP1_1	0.007943	0.061491	0.129168	0.8976
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.106993	0.8424	
Idiosyncratic random		0.046273	0.1576	

Quadro 37. Teste de Hausman (exogeneidade de M\_p1) – 2º passo.

Dependent Variable: LOG(M\_P2)  
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
Date: 08/23/15 Time: 19:54  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72  
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.52411	8.644732	-1.795788	0.0772
LOG(DSTF)	0.925106	0.306608	3.017232	0.0036
LOG(M_P1)	-0.000656	0.073122	-0.008975	0.9929
LOG(GDP_PC)	-0.115108	0.403866	-0.285016	0.7765
LOG(EDU)	3.451239	1.968260	1.753447	0.0842
LOG(RT)	0.198645	0.151790	1.308679	0.1953
LOG(IT)	-0.135556	0.123796	-1.094992	0.2776
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.698118	0.9059	
Idiosyncratic random		0.225028	0.0941	

Quadro 38. Teste de Hausman (exogeneidade de M\_p2) – 1º passo.

Dependent Variable: LOG(DSM)  
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
Date: 08/23/15 Time: 19:57  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72  
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.570742	2.178184	2.557516	0.0129
LOG(DSTF)	-0.261475	0.150617	-1.736023	0.0873
LOG(M_P1)	-0.021437	0.014635	-1.464816	0.1478
LOG(M_P2)	-0.067485	0.143011	-0.471886	0.6386
LOG(GDP_PC)	0.126413	0.076123	1.660629	0.1016
LOG(EDU)	-0.444995	0.537135	-0.828461	0.4104
RESIDMP2_1	0.014470	0.144478	0.100157	0.9205
Effects Specification				
			S.D.	Rho
Cross-section random			0.107254	0.8431
Idiosyncratic random			0.046275	0.1569

Quadro 39. Teste de Hausman (exogeneidade de M\_p2) – 2º passo.

À semelhança do que acontece no serviço fixo, os preços do serviço móvel demonstram ser exógenos, pois o resíduo da estimação da equação da forma reduzida não é estatisticamente significativo nas equações estruturais. De novo, este resultado contraria a evidência empírica, nomeadamente a obtida por Garbacz e Thompson (2007) e Hausman e Ros (2013). No entanto, importa voltar a sublinhar que a especificação para os preços que utilizei é diferente das utilizadas por Garbacz e Thompson (2007) e por Hausman e Ros (2013).

Conclui-se, assim, que a estimação do modelo do serviço móvel pode ocorrer diretamente por EGLS, não existindo o risco das estimativas obtidas serem inconsistentes e enviesadas em virtude da endogeneidade dos preços.

Tal como no caso do serviço fixo, procedi à estimação do modelo do serviço móvel por 2SLS, empregando as receitas e o investimento dos operadores de telecomunicações como instrumentos dos preços do serviço móvel. Como se pode observar nos Quadros A6 e A7 (em anexo), o *p-value* da estatística J é sempre superior a 0,05, pelo que não se rejeita a hipótese nula do teste de *Sargan*, que garante a validade das condições de sobre-identificação e dos instrumentos utilizados. Com este resultado o teste de Hausman ganha robustez.

### 6.2.3. Resultados da estimação

No Quadro 40, encontram-se os resultados da estimação da procura do serviço móvel.

Dependent Variable: LOG(DSM)  
Method: Panel EGLS (Cross-section random effects)  
Date: 08/23/15 Time: 16:36  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72  
Swamy and Arora estimator of component variances

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.845255	1.399518	4.176619	0.0001
LOG(DSTF)	-0.277406	0.062198	-4.460081	0.0000
LOG(M_P1)	-0.022066	0.013955	-1.581267	0.1186
LOG(M_P2)	-0.052994	0.023352	-2.269368	0.0265
LOG(GDP_PC)	0.123734	0.067292	1.838763	0.0704
LOG(EDU)	-0.502327	0.339560	-1.479350	0.1438

Effects Specification		S.D.	Rho
Cross-section random		0.099025	0.8234
Idiosyncratic random		0.045862	0.1766

Weighted Statistics			
R-squared	0.469266	Mean dependent var	0.894014
Adjusted R-squared	0.429059	S.D. dependent var	0.059940
S.E. of regression	0.045291	Sum squared resid	0.135384
F-statistic	11.67123	Durbin-Watson stat	1.485986
Prob(F-statistic)	0.000000		

Unweighted Statistics			
R-squared	0.681201	Mean dependent var	4.812212
Sum squared resid	0.620695	Durbin-Watson stat	0.666750

Quadro 40. Resultados da estimação da procura do serviço móvel.

Conclui-se, assim, que em média e *ceteris paribus*:

- um aumento de 1% na subscrição do serviço fixo induz uma redução de cerca de 0,28% na subscrição do serviço móvel.
- um aumento de 1% no preço por minuto de uma chamada *on-net* conduz a uma redução de aproximadamente 0,05% na subscrição do serviço.
- um aumento de 1% no rendimento *per capita* provoca um aumento de cerca de 0,12% na subscrição do serviço móvel. Não obstante, a estimativa desta variável é apenas estatisticamente significativa a 10%.

Por sua vez, as estimativas associadas ao preço de uma chamada *off-net* e ao número esperado de anos de escolaridade não são estatisticamente significativas. De realçar que a ausência de impacto do nível de escolaridade na subscrição do serviço móvel contraria Garbacz e Thompson (2005 e 2007). Tal como no caso do serviço fixo, seria interessante perceber em que medida, em países desenvolvidos, os indicadores relativos à qualidade do serviço influenciam a subscrição do serviço móvel e, assim, talvez se conseguisse justificar o facto da escolaridade e mesmo do rendimento *per capita* (apenas estatisticamente significativo a 10%) não condicionarem a subscrição do serviço móvel. A ausência deste tipo de informação impede-me, no entanto, de testar esta hipótese.

O sinal negativo da estimativa associada à subscrição do serviço fixo vem confirmar o resultado obtido na estimação do serviço fixo, apontando novamente para uma relação de substituição entre os serviços.

Por fim, importa discutir os resultados associados aos preços do serviço móvel. Os resultados sugerem que preço de uma chamada *off-net* não condiciona a subscrição do serviço móvel, em virtude da sua insignificância estatística. Na minha opinião, este resultado, algo surpreendente, poderá estar relacionado com o facto de, desde 2012, não existir uma diferenciação tarifária entre chamadas *on-net* e *off-net* em todos os países analisados (com a exceção do Luxemburgo), como se constata na análise dos Quadros 32 e 33.

Uma forma alternativa de tentar perceber a razão para a ausência de impacto dos preços *off-net* na subscrição do serviço móvel poderia passar por perceber o perfil de consumo nos diferentes países, i.e., qual a percentagem de chamadas realizadas dentro da própria rede ou efetuadas para uma rede distinta. Infelizmente, apenas tive acesso ao volume de chamadas *on-net* e *off-net* em Portugal para o período em análise. Por motivos ilustrativos, optei por apresentar os valores correspondentes no Quadro 41.

	2008	2009	2010	2011	2012	2013
<i>On-net</i>	79,0%	82,1%	84,6%	86,3%	86,7%	84,2%
<i>Off-net</i>	21,0%	17,9%	15,4%	13,7%	13,3%	15,8%

Quadro 41. Percentagem do tráfego de chamadas *on-net* e *off-net*, em Portugal, entre 2008 e 2013.

Fonte: ICP-ANACOM e cálculos próprios.



Constata-se que, em Portugal, o volume de chamadas *on-net* é muito superior ao volume de chamadas *off-net* e que essa diferença tem aumentado com o decorrer dos anos: em 2013, apenas 15,8% das chamadas móveis registadas ocorreram entre operadores móveis diferentes. Poder-se-ia argumentar que os consumidores, ao realizarem essencialmente chamadas para números da própria rede, seriam menos sensíveis a flutuações do preço das chamadas *off-net*. Este cenário seria válido se existissem diferenças entre os preços *on-net* e *off-net* em Portugal, o que não acontece.

De realçar ainda que, até onde chega o meu conhecimento da literatura, este resultado ainda não tinha sido encontrado. Para esse facto contribui, naturalmente a ausência de estudos com dados em painel para vários países que separem as tarifas móveis em *on-net* e *off-net*.

## 7. Conclusões

Desde o seu aparecimento, o setor das telecomunicações tem sofrido alterações significativas, principalmente, nas últimas duas décadas. Inicialmente, era um setor caracterizado pela existência de monopólios naturais regulados. Sobretudo na década de 90, um pouco por todo mundo, assistiu-se a um processo de desregulação/liberalização do setor (que ainda se encontra em curso em muitos países), que conduziu à privatização das empresas incumbentes e possibilitou a entrada de novas empresas no mercado. Estas transformações que ocorreram, maioritariamente, em países desenvolvidos, conduziram a alterações estruturais não só do lado da oferta mas também no lado da procura do setor.

Mais concretamente, na última década, considerando os países que foram alvo de estudo da presente dissertação, assistiu-se a uma contínua redução da subscrição do serviço fixo (de referir, no entanto que, em Portugal, a taxa de subscrição aumentou ligeiramente a partir de 2009, o que permitiu a convergência com os valores registados nos restantes 11 países). Por seu turno, a subscrição do serviço móvel exibiu uma tendência positiva evidenciando, ainda que teoricamente, a relação de substituição entre os serviços, o que se veio a verificar empiricamente.

Outro dado que merece ser sublinhado é a redução progressiva dos preços dos serviços fixo e móvel praticados nos países considerados, ocorrendo, no caso do serviço móvel, a convergência dos tarifários *on-net* e *off-net* (com a exceção do Luxemburgo).

Em virtude destes acontecimentos, era importante perceber se as determinantes da procura de cada um dos serviços se alteraram, em relação aos resultados existentes na literatura, que foram obtidos e que se reportam, maioritariamente, ao início do século XXI, quando o processo de desregulação e liberalização não estava tão presente como atualmente.

De entre os principais resultados que obtive na estimação do modelo econométrico, gostaria de realçar a exogeneidade dos preços de ambos os serviços. De acordo com Garbacz e Thompson (2007) e Hausman e Ros (2013), este resultado poderá dever-se à ausência de monopólios naturais regulados nos países analisados e à fixação das tarifas fixas e móveis pelos respetivos reguladores setoriais, ainda que de forma indireta como ocorre em Portugal, com a fixação de preços ao nível grossista.

De sublinhar ainda a não confirmação do argumento de Riordan (2002) que prevê a ausência de impacto da mensalidade na subscrição do serviço de telefone fixo, uma vez que, no meu modelo empírico, a mensalidade do serviço de telefone fixo residencial condiciona negativamente a subscrição do serviço, sugerindo que o serviço universal se encontra a ser eficazmente subsidiado nos países que constituem amostra.

Importa ainda realçar que, no caso do serviço móvel, à exceção do Luxemburgo, ocorreu uma convergência entre os preços das chamadas *on-net* e *off-net*, o que poderá justificar a insignificância estatística que obtive para os preços *off-net*. Até onde chega o meu conhecimento da literatura, este resultado ainda não tinha sido obtido, o que se explica pelo facto de nenhum outro contributo ter utilizado este tipo de preços na especificação da equação de procura.

Tendo em conta as estimativas obtidas, os resultados apontam para uma relação de substituição entre os serviços de telefone fixo e móvel, o que confirma a evidência obtida pela maioria dos contributos empíricos.

Variáveis como o rendimento *per capita*, o nível de educação (captado pelo número esperado de anos de escolaridade) e a densidade populacional (que, presume-se, capta o efeito de rede) não condicionam a subscrição do serviço fixo e móvel.<sup>52</sup>

Seria interessante analisar se indicadores relativos à qualidade dos serviços (e.g., acessibilidade dos serviços, qualidade de áudio das chamadas) condicionam a decisão de subscrição de cada um dos serviços. A ausência de dados relativos a estas variáveis impediu que levasse a cabo essa análise na presente dissertação. No entanto, acredito que a tendência crescente de recolha de dados relativos ao setor permita, num futuro próximo, realizar esse tipo de estudo. Para trabalho futuro, considero ainda que seria interessante incluir os serviços de *bundling* na análise, dada a sua evidente difusão, pelo menos em Portugal, nos últimos anos. Acredito que este tipo de prática pode condicionar substancialmente as várias determinantes da procura analisadas na presente dissertação, bem como a natureza da relação entre os serviços. Por exemplo, vários “pacotes” de *multiple play* incluem a provisão em simultâneo dos dois serviços.

---

<sup>52</sup> Mais precisamente, estas variáveis não são estatisticamente significativas para um nível de significância de 5%.

## Referências bibliográficas

- Ahn, H. e Lee, M.H. (1999), “An econometric analysis of the demand for access to mobile telephone networks”, *Information Economics and Policy*, Vol. 11, no. 3, pp. 297-305.
- Arellano, M. e Bond, S. (1991), “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations”, *The Review of Economic Studies*, Vol. 58, no. 2, pp. 277-297.
- Autoridade da Concorrência (2010), “Comunicações móveis em Portugal”, [http://www.concorrencia.pt/SiteCollectionDocuments/Estudos\\_e\\_Publicacoes/Comunicacoes\\_Electronicas/02\\_Relatorio\\_Comunicacoes\\_Moveis\\_2010.pdf](http://www.concorrencia.pt/SiteCollectionDocuments/Estudos_e_Publicacoes/Comunicacoes_Electronicas/02_Relatorio_Comunicacoes_Moveis_2010.pdf) [acedido em 22.02.15].
- Arellano, M. e Bover, O. (1995), “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 68, no. 1, pp. 29-51.
- Boylaud, O. e Nicoletti, G. (2001), “Regulation, market structure and performance in telecommunications”, *OECD Economic Studies*, Vol. 1, no. 32, pp. 99-142.
- Cabral, Luís (1994), *Economia Industrial*, Lisboa, MacGraw-Hill Portugal.
- Cadima, N. e Barros, P.P. (2001), “The impact of mobile phone diffusion on the fixed-link network”, *Discussion Paper DP2598*, Centre for Economic Policy Research, London.
- Church, J.R. e Ware, R. (2000), “Industrial organization: a strategic approach”, Auckland, MacGraw-Hill.
- Crandall, R. W. e Waverman, L. (2000), *Who pays for universal service? When telephone subsidies become transparent*, Washington, Brookings Institution Press.
- Duffy-Deno, K.T. (2001), “Demand for additional telephone lines: an empirical note”, *Information Economics and Policy*, Vol. 13, no. 3, pp. 283-299.
- Dunnewijk, T. e Hultén, S. (2007), “A brief history of mobile communications in Europe”, *Telematics and Informatics*, Vol. 24, no. 3, pp. 164-179.

- Fuentelsaz, L., Maícas, J.P. e Polo, Y. (2008), “The evolution of mobile communications in Europe: The transition from the second to the third generation”, *Telecommunications Policy*, Vol. 32, no. 6, pp. 436-449.
- Garbacz, C. e Thompson, H. (1997), “Assessing the impact of FCC lifeline and link-up programs on telephone penetration”, *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 11, no. 1, pp. 67-78.
- Garbacz, C. e Thompson, H. (2002), “Estimating telephone demand with state decennial census data from 1970-1990”, *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 21, no.3, pp. 317-329.
- Garbacz, C. e Thompson, H. (2003), “Estimating telephone demand with state decennial census data from 1970-1990: Update with 2000 Data”, *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 24, no.3, pp. 373-378.
- Garbacz, C. e Thompson, H. (2005), “Universal telecommunications service: a world perspective”, *Information Economics and Policy*, Vol. 17, no. 4, pp. 495-512.
- Garbacz, C. e Thompson, H. (2007), “Demand for telecommunication services in developing countries”, *Telecommunications Policy*, Vol. 31, no. 5, pp. 276-289.
- Gruber, H. (2001), “Competition and innovation: The diffusion of mobile telecommunications in Central and Eastern Europe”, *Information Economics and Policy*, Vol. 13, no. 1, pp. 19-34.
- Gruber, H. e Verboven, F. (2001), “The diffusion of mobile telecommunications services in the European Union”, *European Economic Review*, Vol. 45, no. 3, pp. 577-588.
- Grzybowski, L. (2008), “The Competitiveness of mobile telephony across the European Union”, *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 15, no.1, pp. 99-115.
- Gujarati, N. D. e Porter, C. D. (2009), “*Basic Econometrics*”, 5th edition, Boston, MacGraw-Hill.
- Hausman, J. (1999), “Cellular Telephone, New products, and the CPI”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 17, no. 2, pp. 188-194.

- Hausman, A. J. e Ros, J.A. (2013), “An econometric assessment of telecommunications prices and consumer surplus in Mexico using panel data”, *Journal of Regulatory Economics*, Vol. 43, no. 3, pp. 284-304.
- Hicks, J.R. (1940), “The valuation of the social income”, *Economica*, Vol. 7, no. 26 pp. 105-124.
- ICP-ANACOM (2006), “Anuário Estatístico 2005”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/a.e.2005.pdf?contentId=416965&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/a.e.2005.pdf?contentId=416965&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2007a), “Situação das comunicações 2006”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/situacao\\_comunicacoes2006.pdf?contentId=527660&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/situacao_comunicacoes2006.pdf?contentId=527660&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2007b), “Enquadramento regulatório da atividade dos operadores móveis virtuais (MVNO)”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/MVNO9fev06.pdf?contentId=454461&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/MVNO9fev06.pdf?contentId=454461&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2008a), “Situação das comunicações 2007”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/situacaocomunicacoes2007.pdf?contentId=742578&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/situacaocomunicacoes2007.pdf?contentId=742578&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2008b), “Mercados Grossistas de terminação de chamadas vocais em redes móveis individuais”, [acedido em 10.09.15].  
[http://www.anacom.pt/streaming/decisao02072008.pdf?contentId=600897&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/decisao02072008.pdf?contentId=600897&field=ATTACHED_FILE),
- ICP-ANACOM (2009), “Situação das comunicações 2008”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/situacaocomunicacoes2008.pdf?contentId=955461&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/situacaocomunicacoes2008.pdf?contentId=955461&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2010), “Situação das comunicações 2009”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/sitComunicacoes2009.pdf?contentId=1034484&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/sitComunicacoes2009.pdf?contentId=1034484&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].

- ICP-ANACOM (2011), “Situação das comunicações 2010”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/situacao\\_comunicacoes2010.pdf?contentId=1088905&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/situacao_comunicacoes2010.pdf?contentId=1088905&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2012), “Situação das comunicações 2011”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/situacaocomunicacoes2011072012.pdf?contentId=1127288&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/situacaocomunicacoes2011072012.pdf?contentId=1127288&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2013a), “O setor das comunicações 2012”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/sector\\_das\\_comunicacoes2012.pdf?contentId=1168308&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/sector_das_comunicacoes2012.pdf?contentId=1168308&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2013b), “Mercados retalhistas de acesso à rede telefónica pública num local fixo e mercados de serviços telefónicos prestados em local fixo”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/deliberacao19dez2013\\_Mercado1\\_retalhista.pdf?contentId=1185600&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/deliberacao19dez2013_Mercado1_retalhista.pdf?contentId=1185600&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 10.09.15].
- ICP-ANACOM (2014a), “O setor das comunicações 2013”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/Sector\\_das\\_Comunicacoes2013\\_V3set2014.pdf?contentId=1249692&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/Sector_das_Comunicacoes2013_V3set2014.pdf?contentId=1249692&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 18.03.15].
- ICP-ANACOM (2014b), “Mercado grossista de originação de chamadas na rede telefónica pública num local fixo”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/Anexo1\\_Mercado3\\_10julho2014.pdf?contentId=1279812&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/Anexo1_Mercado3_10julho2014.pdf?contentId=1279812&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 10.09.15].
- ICP-ANACOM (2014c), “Mercados grossistas de terminação de chamadas vocais em redes fixas individuais”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/SPD\\_ModeloFTR\\_retificada\\_julho2014.pdf?contentId=1283432&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/SPD_ModeloFTR_retificada_julho2014.pdf?contentId=1283432&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 10.09.15].
- ICP-ANACOM (2015a), “O setor das comunicações 2014”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/Sector\\_Comunicacoes\\_2014.pdf?contentId=1358849&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/Sector_Comunicacoes_2014.pdf?contentId=1358849&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 10.09.15].

- ICP-ANACOM (2015b), “Mercados grossistas de terminação de chamadas de voz em redes móveis individuais”,  
[http://www.anacom.pt/streaming/SPD\\_ModeloMTR\\_Versaopublica042015.pdf?contentId=1353083&field=ATTACHED\\_FILE](http://www.anacom.pt/streaming/SPD_ModeloMTR_Versaopublica042015.pdf?contentId=1353083&field=ATTACHED_FILE), [acedido em 10.09.15].
- International Telecommunications Union (2013), “Universal access/service: Assessment report”, [http://www.itu.int/en/ITU-D/Projects/ITU-EC-ACP/HIPCAR/Documents/FINAL%20DOCUMENTS/ENGLISH%20DOCS/universal\\_service\\_and\\_access\\_assessment.pdf](http://www.itu.int/en/ITU-D/Projects/ITU-EC-ACP/HIPCAR/Documents/FINAL%20DOCUMENTS/ENGLISH%20DOCS/universal_service_and_access_assessment.pdf) [acedido em 02.03.15].
- Karacuka, M., Haucap, J. e Heimeshoff, U. (2011), “Competition in Turkish mobile telecommunications markets: Price elasticities and network substitution”, *Telecommunications Policy*, Vol. 35, no. 2, pp. 202-210.
- Liebowitz, S. J. e Margolis, S. E. (2002), “Network effects”, in Cave, M., Majumdar, S. and Vogelsang, I. (editors), *Handbook of Telecommunications Economics*, Vol. 1, Amsterdam: Elsevier Science, pp. 97-142.
- Madden, G. e Coble-Neal, G. (2001), “Internet forecasting and the economics of networks”, in Loomis, D.G. e Taylor L.D. (editores), *Forecasting the internet: Understanding the data communications revolution*. Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Madden, G. e Coble-Neal, G. (2004), “Economic determinants of global mobile telephony growth”, *Information Economics and Policy*, Vol. 16, no. 4, pp. 519-534.
- Madden, G., Coble-Neal, G. e Dalzell, B. (2004), “A dynamic model of mobile telephony subscription incorporating a network effect”, *Telecommunications Policy*, Vol. 28, no. 2, pp. 133-144.
- Parker, P.M. e Roller, L-H. (1997), “Collusive conduct in duopolies: multimarket contact and cross-ownership in the mobile telephone industry”, *RAND Journal of Economics*, Vol. 28, no. 2, pp. 304-322.
- Portugal Telecom (2006), “Relatório e contas consolidadas”,  
[http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/FF6911D7-3CCA-48CC-94A1-13C652879FC6/1406450/RelCon2006p\\_pres.pdf](http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/FF6911D7-3CCA-48CC-94A1-13C652879FC6/1406450/RelCon2006p_pres.pdf), [acedido em 18.03.15].



- Portugal Telecom (2008), “Relatório e contas consolidadas”,  
<http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/8099FEB1-90F4-4E43-925E-8833E6FFD8E7/1432222/RCC08PT.pdf>, [acedido em 18.03.15].
- Portugal Telecom (2009), “Relatório e contas consolidadas”,  
[http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/A7A8D9C0-9BA4-485E-BFAD-5D6B8E1FB0A3/1450051/Relatorio\\_Contas\\_09\\_prest1.pdf](http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/A7A8D9C0-9BA4-485E-BFAD-5D6B8E1FB0A3/1450051/Relatorio_Contas_09_prest1.pdf), [acedido em 18.03.15].
- Portugal Telecom (2010), “Relatório e contas consolidadas”,  
<http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/941459F0-0921-472D-82B0-C34D3F2BA794/1455437/RCContas2010PT1.pdf>, [acedido em 18.03.15].
- Portugal Telecom (2012), “Relatório e contas consolidadas”,  
[http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/C89A2222-2E0C-4D2B-A967-B16648CDE39C/1464291/RCC\\_VP\\_Online1.pdf](http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/C89A2222-2E0C-4D2B-A967-B16648CDE39C/1464291/RCC_VP_Online1.pdf), [acedido em 18.03.15].
- Portugal Telecom (2013), “Relatório e contas consolidadas”,  
<http://www.telecom.pt/NR/rdonlyres/C093250D-0CB9-4A51-B4F6-651B415C8A1F/1469946/140521RCCPortFINALbaixaresol.pdf>, [acedido em 18.03.15].
- Powel, J.L., Stock, J.H. e Stoker, T.M. (1987), “Semiparametric estimation of index coefficients”, *Econometrica*, Vol. 57, no. 6, pp. 1403-1430.
- Riordan, M. H. (2002), “Universal Residential Telephone Service”, in Cave, M., Majumdar, S. and Vogelsang, I. (editores), *Handbook of Telecommunications Economics*, Vol. 1, Amsterdam: Elsevier Science, pp. 424-470.
- Rodini, M., Ward, M. R. e Woroch, G. A. (2003), “Going mobile: substitutability between fixed and mobile access”, *Telecommunications Policy*, Vol. 27, no. 5-6, pp.457-476.
- Rothbarth, E. (1941), “The measurement of changes in real income under conditions of rationing”, *Review of Economic Studies*, Vol. 8, no. 2, pp. 100-107.
- Sonae (2006), “Relatório e contas consolidadas”,  
[http://www.zonebourse.com/SONAECONOM-5836/pdf/55961/SONAECONOM\\_Rapport-annuel.pdf](http://www.zonebourse.com/SONAECONOM-5836/pdf/55961/SONAECONOM_Rapport-annuel.pdf), [acedido em 18.03.15].

- Sonae (2007), “Relatório e contas”,  
[www.sonae.pt/fotos/editor2/3mdoc248anexoapropostanumero1relatorioecontas2007.pdf](http://www.sonae.pt/fotos/editor2/3mdoc248anexoapropostanumero1relatorioecontas2007.pdf), [acedido em 18.03.15].
- Sonae (2008), “Relatório e contas”, [www.sonae.pt/fotos/editor2/3rc2008pt.pdf](http://www.sonae.pt/fotos/editor2/3rc2008pt.pdf),  
[acedido em 18.03.15].
- Sonae (2012), “Relatório e contas”, [www.sonae.pt/fotos/editor2/sonaesgps2012port.pdf](http://www.sonae.pt/fotos/editor2/sonaesgps2012port.pdf),  
[acedido em 18.03.15].
- Stryzowska, M. (2012), “Estimation of loss in consumer surplus resulting from excessive pricing of telecommunication services in Mexico”, *OECD Digital Economy Papers*, no. 191, OECD Publishing.
- Taylor, L.D. (2002), “Customer demand analysis”, in Cave, M., Majumdar, S. and Vogelsang, I. (editores), *Handbook of Telecommunications Economics*, Vol. 1, Amsterdam: Elsevier Science, pp.97-142.
- Tishler, A., Ventura, R. e Watters, J. (2001), “Cellular telephones in the Israeli market: the demand, the choice of provider and potential revenues”, *Applied Economics*, Vol. 33, no. 11, pp. 1479-1492.
- Vodafone (2006), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].
- Vodafone (2007), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].
- Vodafone (2008), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].
- Vodafone (2009), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].

- Vodafone (2010), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].
- Vodafone (2011), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].
- Vodafone (2012), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].
- Vodafone (2013), “Relatório e contas”,  
<http://www.vodafone.pt/main/a+vodafone/pt/relatorio+e+contas/>, [acedido em 18.03.15].
- Vodafone (2014), “The telecommunications industry today”,  
[http://www.vodafone.com/content/annualreport/annual\\_report14/downloads/market\\_overview.pdf](http://www.vodafone.com/content/annualreport/annual_report14/downloads/market_overview.pdf), [acedido em 21.09.15].
- Vogelsang, I. (2003), “Price regulation of access to telecommunications networks”,  
*Journal of Economic Literature*, Vol. 41, no. 3, pp. 830-862.
- Ward, M.R. e Woroch, G.A. (2004), “Usage substitution between fixed and mobile telephony in the U.S.”, *London Business School conference*, Londres.

## Anexos

### Quadros suplementares

Fixed effects (Two stages least squares) – (validade instrumentos MF)

Quadro A1

Dependent Variable: LOG(DSTF)  
Method: Panel Two-Stage Least Squares  
Date: 08/23/15 Time: 15:47  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72  
Instrument specification: C LOG(DSM) LOG(CIF) LOG(GDP\_PC) DENS  
LOG(EDU) LOG(RT) LOG(IT)  
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.118218	5.752894	1.237328	0.2213
LOG(DSM)	-1.020015	0.551307	-1.850176	0.0698
LOG(MF)	0.046058	0.677442	0.067988	0.9460
LOG(CIF)	0.059693	0.199695	0.298923	0.7661
LOG(GDP_PC)	0.173493	0.228512	0.759231	0.4510
DENS	-0.040433	0.031070	-1.301341	0.1987
LOG(EDU)	0.893527	1.278161	0.699073	0.4875

#### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.938211	Mean dependent var	3.775690
Adjusted R-squared	0.918759	S.D. dependent var	0.285271
S.E. of regression	0.081310	Sum squared resid	0.357012
F-statistic	52.03529	Durbin-Watson stat	0.984383
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	0.332420
Instrument rank	19	Prob(J-statistic)	0.960184

Fixed effects (Two stages least squares – (validade instrumentos CIF)

Quadro A2

Dependent Variable: LOG(DSTF)  
Method: Panel Two-Stage Least Squares  
Date: 08/23/15 Time: 15:48  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72  
Instrument specification: C LOG(DSM) LOG(MF) LOG(RT) LOG(GDP\_PC)  
DENS LOG(EDU) LOG(IT)  
Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.429914	14.65223	-0.370586	0.7124
LOG(DSM)	-0.590383	0.221745	-2.662445	0.0102
LOG(MF)	-0.507986	0.160138	-3.172179	0.0025
LOG(CIF)	0.615372	0.622188	0.989045	0.3271
LOG(GDP_PC)	0.215890	0.224491	0.961685	0.3405
DENS	-0.009116	0.039100	-0.233148	0.8165
LOG(EDU)	3.340766	3.246837	1.028930	0.3081

#### Effects Specification

Cross-section fixed (dummy variables)

R-squared	0.943608	Mean dependent var	3.775690
Adjusted R-squared	0.925854	S.D. dependent var	0.285271
S.E. of regression	0.077678	Sum squared resid	0.325833
F-statistic	74.53450	Durbin-Watson stat	1.357544
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	0.236177
Instrument rank	19	Prob(J-statistic)	0.932860

### Teste F – Quadro A3

Redundant Fixed Effects Tests  
Equation: EQ\_1\_SM\_EFIXOS  
Test cross-section fixed effects

Effects Test	Statistic	d.f.	Prob.
Cross-section F	18.185377	(11,55)	0.0000
Cross-section Chi-square	110.454038	11	0.0000

Cross-section fixed effects test equation:  
Dependent Variable: LOG(DSM)  
Method: Panel Least Squares  
Date: 08/23/15 Time: 16:39  
Sample: 2008 2013  
Periods included: 6  
Cross-sections included: 12  
Total panel (balanced) observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	7.271941	0.799865	9.091461	0.0000
LOG(DSTF)	-0.319837	0.046828	-6.830086	0.0000
LOG(M_P1)	-0.056397	0.021138	-2.668040	0.0096
LOG(M_P2)	-0.032432	0.018111	-1.790760	0.0779
LOG(GDP_PC)	0.062389	0.030945	2.016125	0.0479
LOG(EDU)	-0.733680	0.192235	-3.816572	0.0003

### Teste de Breusch-Pagan – Quadro A4

Cross-sectional dependence test for panel data  
Equation: EQ\_1\_SM\_POOLED  
Null hypothesis: Cross-sectional independence

Test	Statistic	d.f.	Prob.
Breusch-Pagan Chi-square	136.5983	66	0.0000

### Teste de Hausman – Quadro A5

Correlated Random Effects - Hausman Test  
Equation: EQ\_1\_SM\_RANDOM  
Test cross-section random effects

Test Summary	Chi-Sq. Statistic	Chi-Sq. d.f.	Prob.
Cross-section random	3.367768	5	0.6435

Cross-section random effects test comparisons:

Variable	Fixed	Random	Var(Diff.)	Prob.
LOG(DSTF)	-0.257174	-0.277406	0.001370	0.5846
LOG(M_P1)	-0.020936	-0.022066	0.000033	0.8433
LOG(M_P2)	-0.057293	-0.052994	0.000182	0.7497
LOG(GDP_PC)	0.231895	0.123734	0.008389	0.2376
LOG(EDU)	-0.291260	-0.502327	0.103858	0.5125

Random Effects (Two stages least squares) – (validade instrumentos M\_p1)

Quadro A6

Dependent Variable: LOG(DSM)  
 Method: Panel Two-Stage EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 08/23/15 Time: 20:14  
 Sample: 2008 2013  
 Periods included: 6  
 Cross-sections included: 12  
 Total panel (balanced) observations: 72  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 Instrument specification: C LOG(DSTF) LOG(M\_P2) LOG(GDP\_PC)  
 LOG(EDU) LOG(RT) LOG(IT)  
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.105010	1.592653	3.205350	0.0021
LOG(DSTF)	-0.294729	0.090072	-3.272134	0.0017
LOG(M_P1)	-0.000465	0.049871	-0.009330	0.9926
LOG(M_P2)	-0.056113	0.024170	-2.321592	0.0234
LOG(GDP_PC)	0.149930	0.079525	1.885309	0.0638
LOG(EDU)	-0.300909	0.464726	-0.647497	0.5196
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.138295	0.9083	
Idiosyncratic random		0.043938	0.0917	
Weighted Statistics				
R-squared	0.417241	Mean dependent var	0.618979	
Adjusted R-squared	0.373092	S.D. dependent var	0.056118	
S.E. of regression	0.044433	Sum squared resid	0.130304	
F-statistic	9.416467	Durbin-Watson stat	1.582563	
Prob(F-statistic)	0.000001	Second-Stage SSR	0.130502	
Instrument rank	7	Prob(J-statistic)	0.383671	
Unweighted Statistics				
R-squared	0.634059	Mean dependent var	4.812212	
Sum squared resid	0.712479	Durbin-Watson stat	0.675279	

Random Effects (Two stages least squares) – (validade instrumentos M\_p2)

Quadro A7

Dependent Variable: LOG(DSM)  
 Method: Panel Two-Stage EGLS (Cross-section random effects)  
 Date: 08/23/15 Time: 20:20  
 Sample: 2008 2013  
 Periods included: 6  
 Cross-sections included: 12  
 Total panel (balanced) observations: 72  
 Swamy and Arora estimator of component variances  
 Instrument specification: C LOG(DSTF) LOG(M\_P1) LOG(GDP\_PC)  
 LOG(EDU) LOG(RT) LOG(IT)  
 Constant added to instrument list

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.092068	2.069198	2.460890	0.0165
LOG(DSTF)	-0.264557	0.139833	-1.891948	0.0629
LOG(M_P1)	-0.020901	0.013259	-1.576328	0.1197
LOG(M_P2)	-0.056003	0.130281	-0.429866	0.6687
LOG(GDP_PC)	0.163002	0.080989	2.012646	0.0482
LOG(EDU)	-0.396928	0.488497	-0.812548	0.4194
Effects Specification				
		S.D.	Rho	
Cross-section random		0.146256	0.9255	
Idiosyncratic random		0.041489	0.0745	
Weighted Statistics				
R-squared	0.430194	Mean dependent var	0.553595	
Adjusted R-squared	0.387027	S.D. dependent var	0.055386	
S.E. of regression	0.043363	Sum squared resid	0.124102	
F-statistic	8.300111	Durbin-Watson stat	1.588830	
Prob(F-statistic)	0.000004	Second-Stage SSR	0.133716	
Instrument rank	7	Prob(J-statistic)	0.314538	
Unweighted Statistics				
R-squared	0.646060	Mean dependent var	4.812212	
Sum squared resid	0.689114	Durbin-Watson stat	0.690121	